



DISPARIDADES EN LAS INTERVENCIONES EN SALUD Y EN LOS
DESENLACES CLÍNICOS DEL TRAUMA, SEGÚN EL SEXO EN DOS
HOSPITALES DE ALTA COMPLEJIDAD DE CALI, COLOMBIA ENTRE ENERO
DE 2012 A DICIEMBRE DE 2021

Mateo Betancourt Cajiao
Médico y Cirujano
Estudiante de Maestría en Epidemiología
Universidad del Valle

DIRECTOR DE TESIS:
Alberto Federico García Marín
Magíster en Epidemiología, Universidad del Valle

CODIRECTORA DE TESIS:
Olga Lucía Gómez Gutiérrez
Doctora en Filosofía

ESCUELA DE SALUD PÚBLICA
MAESTRÍA EN EPIDEMIOLOGÍA
UNIVERSIDAD DEL VALLE
CALI, COLOMBIA

NOTA DE ACEPTACIÓN:

Firma del presidente del jurado

Firma del jurado

Firma del jurado

Agradecimientos

Agradecer es un acto profundo, pero siempre incompleto. Muchas veces damos las gracias a quienes nos acompañan en el presente, pero lo cierto es que cada paso que damos se sustenta en una cadena de experiencias y personas que han dejado huella en nuestra vida. Hoy soy el resultado de todas ellas y por eso quiero expresar mi gratitud más sincera a quienes han formado parte de mi vida.

A mi abuela, Astrid Gómez Posso,

cuyo amor y sabiduría me han sostenido incondicionalmente en cada etapa de la vida.

A Gisela Pulido,

compañera de ruta desde el pregrado, por creer en mis ideas y brindarme su apoyo incondicional ante cada sueño.

A mi familia,

por confiar siempre en mí y respaldar mis aspiraciones con su cariño y aliento constantes.

A mis tutores de tesis,

Alberto García y Olga Lucía Gómez, verdaderos maestros que compartieron conmigo los desafíos de este trabajo y me mostraron que la formación trasciende lo académico, convirtiéndose en ejemplo de inspiración y guía.

A la Dra. Claudia Orlas y al Dr. Alan Herrera,

artífices de mi pasión por la investigación en cirugía de trauma; gracias por motivarme a indagar y compartir conocimiento.

Al Dr. Luis Pino, al Dr. Carlos Ordóñez, al Dr. Adolfo González y nuevamente, al Dr. Alberto García,

por facilitarme el acceso al Registro de Trauma y aportar datos esenciales para este estudio.

Finalmente, quiero expresar mi gratitud a los hospitales participantes, a todo su personal y, muy especialmente, a los pacientes, sin su confianza y colaboración, este trabajo jamás habría sido posible. Más que un simple título, este proyecto representa un compromiso con la mejora de la atención médica en pacientes traumatizados, contribuyendo a salvar la vida de quienes más importan en sus hogares.

Dedicatoria

Por los que se fueron sin permiso al paraíso
Hoy derramamo' un poco 'e ron en el piso - **[R]**

Resumen

Introducción: El trauma constituye una de las principales causas de morbilidad y mortalidad en poblaciones jóvenes. Estudios en países de ingresos altos han documentado inequidades por sexo en la admisión a UCI, amputaciones y en la mortalidad intrahospitalaria, pero existe escasa evidencia en Latinoamérica. Dado que factores biológicos y sociales pueden condicionar el acceso y la calidad de los cuidados críticos, este trabajo busca determinar si, tras ajustar por severidad y variables sociodemográficas, persisten diferencias en indicadores clave de atención y desenlaces entre mujeres y hombres.

Materiales y métodos: Se llevó a cabo un estudio de cohorte retrospectivo que incluyó a pacientes con trauma de > 15 años atendidos entre enero de 2012 y diciembre de 2021 en dos centros de alta complejidad de Cali, Colombia (un hospital público y un hospital privado). Todos los registros fueron anonimizados y analizados en Stata® v.18 y R-Studio®. Para la caracterización de la muestra se calcularon estadísticas descriptivas. La asociación cruda entre el sexo y los distintos desenlaces (ingreso a UCI, amputación, mortalidad intrahospitalaria) se evaluó mediante regresión logística no ajustada. Posteriormente, se construyeron modelos de regresión logística multivariante para estimar las asociaciones ajustadas, controlando posibles factores de confusión y modificadores del efecto. Finalmente, la mortalidad observada (MO) se comparó con la esperada (ME) calculada por el método TRISS, empleando el estadístico Z para determinar la significancia estadística.

Resultados: Se incluyeron un total de 20.312 pacientes, de los cuales 76% eran hombres y 24% mujeres. El hospital público aportó 11.463 pacientes y del privado 8.849 pacientes, el porcentaje de mujeres en cada centro fue de 25% y 22.5% respectivamente. La mortalidad intrahospitalaria fue 8,4% en el hospital público y 9,4% en el privado. En el modelo ajustado el OR de mortalidad fue 1,01 (IC 95% 0,83-1,23, $p = 0,866$) sin protección estrogénica y 1,47 (IC 95% 1,12-1,93; $p = 0,004$) al incluirla. No se hallaron diferencias en ingreso a UCI (OR = 0,94, IC 95% 0,83-1,08; $p = 0,440$). Las mujeres tuvieron 49 % menos probabilidad de amputación (OR = 0,51, IC 95 % 0,32-0,83; $p = 0,007$). La razón MO/ME fue 1,83 en hombres y 1,69 en mujeres ($p < 0,001$) con un exceso absoluto de mortalidad de 0,25 en el público frente a 0,03 en el privado.

Conclusiones: Se identificaron disparidades según el sexo en las intervenciones y en los desenlaces de pacientes traumatizados, lo cual demanda un enfoque multidisciplinario. Asimismo, la mortalidad intrahospitalaria observada superó sistemáticamente la esperada, lo que pone de relieve la necesidad de optimizar no solo los protocolos clínicos, sino todo el proceso de atención. Finalmente, resulta imprescindible promover nuevos estudios que permitan explicar las causas de estos hallazgos.

Palabras clave: Trauma, Disparidades, Sexo, Mortalidad intrahospitalaria, UCI, Amputación, TRISS

Tabla de contenido

1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA DE INVESTIGACIÓN	9
2. ESTADO DEL ARTE.....	12
3. MARCO TEORICO.....	15
4. OBJETIVOS	23
4.1 OBJETIVO GENERAL.....	23
4.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....	23
5. METODOLOGÍA	23
5.1 TIPO DE ESTUDIO.....	23
5.2 ÁREA DE ESTUDIO	24
5.3 POBLACIÓN DE ESTUDIO.....	25
5.4 CÁLCULO DE TAMAÑO DE MUESTRA.....	26
5.5 VARIABLES.....	31
5.6 RECOLECCIÓN DE LA INFORMACIÓN.....	34
5.6.1 REGISTRO Y MANEJO DE LOS DATOS.....	34
5.7 PLAN DE ANÁLISIS.....	34
5.7.1 EVALUACIÓN DE LA CALIDAD DE LOS DATOS.....	34
5.7.2 IMPUTACIÓN MÚLTIPLE Y ANÁLISIS UNIVARIADO	35
5.7.3 ANÁLISIS BIVARIADO	36
5.7.4 ANÁLISIS MULTIVARIADO.....	37
5.7.5 Mortalidad esperada Vs Mortalidad observada.....	39
6. CONSIDERACIONES ÉTICAS	40
7. RESULTADOS	44
7.1 IMPUTACIÓN DE DATOS FALTANTES.....	45
7.2 CARACTERÍSTICAS Y DESENLACES DE LA POBLACIÓN	46
7.3 DESENLACES SEGÚN EL SEXO, ESTRATIFICADO POR GRUPOS DE EDAD E ISS EN TODA LA COHORTE Y EN CADA HOSPITAL	50
7.4 ASOCIACIÓN CRUDA ENTRE CADA VARIABLE Y CADA DESENLACE EN TODA LA COHORTE.....	52
7.5 ASOCIACIÓN CRUDA ENTRE CADA VARIABLE Y CADA DESENLACE EN EL HOSPITAL PÚBLICO	56
7.6 ASOCIACIÓN CRUDA ENTRE CADA VARIABLE Y CADA DESENLACE EN EL HOSPITAL PRIVADO	58

7.7 ANÁLISIS DE CONFUSIÓN Y MODIFICACIÓN DEL EFECTO	61
7.8 ASOCIACIÓN AJUSTADA ENTRE EL SEXO Y LOS PRINCIPALES DESENLACES (MORTALIDAD, INGRESO A UCI Y REALIZACIÓN DE UNA AMPUTACIÓN)	63
7.9 ASOCIACIÓN AJUSTADA ENTRE EL SEXO Y LOS PRINCIPALES DESENLACES ESTRATIFICADA POR TIPO DE HOSPITAL, RANGOS DE EDAD Y SEVERIDAD DE LA LESIÓN.....	68
7.10 EVALUACIÓN DE LA COLINEALIDAD.....	73
7.11 MORTALIDAD OBSERVADA FRENTE A LA ESPERADA.....	74
8. DISCUSIÓN.....	78
8.1 ANÁLISIS DE LA ASOCIACIÓN ENTRE SEXO Y MORTALIDAD	78
8.2 ANÁLISIS DE LA ASOCIACIÓN ENTRE SEXO E INGRESO A UCI	83
8.3 ANÁLISIS DE LA ASOCIACIÓN ENTRE SEXO Y OPORTUNIDAD DE AMPUTACIÓN	86
8.4 MORTALIDAD OBSERVADA VERSUS MORTALIDAD ESPERADA.....	88
8.5 HALLAZGOS GENERALES.....	91
9. CONCLUSIONES	95
10. RECOMENDACIONES	96
11. BIBLIOGRAFÍA.....	97
12. ANEXOS	108
12.1 APROBACIÓN POR EL COMITÉ DE ÉTICA EN INVESTIGACIÓN EN SALUD	108
12.2 Carta de aprobación por comité de ética Hospital Universitario del Valle Evaristo García E.S.E	109
12.3 Carta de aprobación comité de ética Fundación Valle del Lili	110

Índice de figuras

Figura 1 Diferencias biológicas según el sexo.....	20
Figura 2 Cálculo del tamaño de muestra para regresión logística: análisis de poder a priori con OR= 1,66 y proporción de exposición del 77 %	30
Figura 3 Cálculo del odds ratio esperado según $\Pr(Y=1 X=1)$ en H_0 y H_1	31
Figura 4 Esquema del proceso de selección de la muestra	44
Figura 5 Porcentaje de datos faltantes en cada variable a imputar	46
Figura 6 Matriz de patrón de datos faltantes de las variables a imputar	46

Figura 7 Forest Plot de mortalidad O/E toda la cohorte	
Figura 8 Forest Plot de mortalidad O/E toda la cohorte estratificada por sexo	76
Figura 9 Forest Plot de mortalidad O/E estratificado por hospital	77
Figura 10 Forest Plot de mortalidad O/E estratificado por hospital y sexo	77

Índice de tablas

Tabla 1 Variables resultado	31
Tabla 2 Variables exposición	33
Tabla 3 Variable exposición principal	33
Tabla 4 Coeficientes del MTOS para el cálculo de la probabilidad de sobrevivida ...	39
Tabla 5 Características de la población de toda la cohorte	47
Tabla 6 Desenlaces principales de toda la cohorte	48
Tabla 7 Características de la población estratificada por hospital	49
Tabla 8 Desenlaces principales de toda la cohorte estratificado por hospital	50
Tabla 9 Desenlaces estratificados según rangos de edad en toda la población y en cada hospital	51
Tabla 10 Desenlaces estratificados según rangos ISS en toda la población y en cada hospital	52
Tabla 11 Asociación de cada desenlace con cada variable en toda la cohorte	55
Tabla 12 Asociación de cada variable con mortalidad y realización de amputación en el hospital público	57
Tabla 13 Regresión logística no ajustada de los desenlaces con cada variable en el hospital privado	60
Tabla 14 Evaluación de factores confusores y modificadores del efecto para mortalidad	61
Tabla 15 Evaluación de factores confusores y modificadores del efecto para ingreso a UCI	62
Tabla 16 Evaluación de factores confusores y modificadores del efecto para amputación	63
Tabla 17 Asociación ajustada entre sexo y desenlaces principales	64
Tabla 18 Modelos ajustados para evaluar la asociación entre sexo y mortalidad en toda la cohorte	66
Tabla 19 Modelo ajustado para evaluar la asociación entre sexo e ingreso a UCI en toda la cohorte	67
Tabla 20 Modelo ajustado para evaluar la asociación entre sexo y amputación en toda la cohorte	68
Tabla 21 Modelos ajustados para evaluar la asociación entre sexo y los principales desenlaces estratificado por rangos de edad en toda la cohorte y en cada hospital	71
Tabla 22 Modelos ajustados para evaluar la asociación entre sexo y los principales desenlaces estratificado por rangos de severidad según ISS en toda la cohorte y en cada hospital	72
Tabla 23 VIF del modelo de asociación entre sexo y mortalidad sin ajuste por protección estrogénica	73
Tabla 24 VIF del modelo de asociación entre sexo y mortalidad con ajuste por protección estrogénica	73

Tabla 25 VIF del modelo de asociación entre sexo e ingreso a la UCI	74
Tabla 26 VIF del modelo de asociación entre sexo y realización de una amputación.....	74
Tabla 27 Comparación entre MO y ME calculada por TRISS utilizando coeficientes de MTOS en toda la cohorte y cada hospital, según sexo.	76

1. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA DE INVESTIGACIÓN

El trauma se define como una lesión tisular causada por la transferencia de energía mecánica, térmica, química o radiante, secundaria a un accidente o un acto violento. Se clasifica en penetrante, cerrado y quemadura, cada uno con distintos grados de severidad (1).

Es un problema de salud pública en aumento y con una distribución desigual (2,3). En los países de ingresos altos (HIC) la incidencia se sitúa en 155,3 casos por cada 100 000 habitantes, mientras que en los países de ingresos bajos (LIC) y medios (MIC) alcanza los 498 casos por cada 100 000 habitantes (4–6). Los LIC y MIC concentran el 90 % de las lesiones a nivel mundial y el 83 % de todas las muertes por trauma (7,8). Además, el Organización Mundial de la Salud (OMS) proyecta un aumento del 28% de las lesiones relacionadas con trauma para el año 2030 (2).

El trauma causa anualmente 4.4 millones de muertes a nivel mundial, siendo la segunda causa de muerte y discapacidad, representando el 8% de todas las muertes (1,9). En Colombia, la tasa de mortalidad por trauma en 2022 fue de 59.34 por cada 100.000 habitantes (6), mientras que, en Cali, esta cifra alcanzó 75 muertes por cada 100,000 habitantes en 2022 (6).

Afecta predominantemente a la población joven entre 20 y 49 años, quienes se encuentran en edad productiva (10–12), lo que implica un impacto económico tanto para el sistema de salud como para las familias, si las tasas de mortalidad de los PIBM se redujeran al nivel de los HIC, se salvarían aproximadamente 2,1 millones de vidas y se evitarían entre 49 y 52 millones de años de vida ajustados por discapacidad cada año. Además, las muertes prematuras, las incapacidades

prolongadas y la discapacidad permanente generan costos directos e indirectos elevados, que afectan la estabilidad económica familiar y nacional (7,8).

El Plan Estratégico 2020 - 2025 del Organización Panamericana de la Salud (OPS) y el Plan Decenal de Salud Pública (PDSP) 2022-2031 buscan reducir la mortalidad evitable, la morbilidad, la discapacidad y los años de vida potencialmente perdidos como consecuencia del trauma (13,14). Estos planes abarcan los tres niveles de prevención: primaria (evitar el trauma), secundaria (diagnóstico temprano y atención inmediata) y terciaria (minimizar el daño tras el ingreso). En este estudio entendemos por mortalidad prevenible en el entorno hospitalario, es decir dentro de la prevención terciaria, aquellas defunciones de pacientes con lesiones potencialmente compatibles con la supervivencia que posiblemente fallecieron por deficiencias en el proceso de atención y en los protocolos clínicos. Además, el sexo del paciente parece influir de manera decisiva en cada nivel de prevención, lo que subraya la necesidad de explorar esta variable para optimizar las intervenciones y mejorar los desenlaces en salud (3,15,16).

El trauma afecta principalmente a los hombres (80%), en comparación a las mujeres (20%) (4,17–19). Esta diferencia se relaciona con factores sociales y biológicos, como la influencia hormonal sobre conductas de riesgo(20,21).

En HIC, se ha observado una disminución en lesiones por trauma en mujeres (22), sin embargo, en Colombia han aumentado. Las lesiones no fatales en mujeres pasaron de 76.418 casos en 2020 a 112.141 en 2023, y la mortalidad por lesiones externas al comparar los años 2020 y 2023 aumentó de 2.811 muertes a 3.796 muertes respectivamente (6).

Estos cambios han impulsado el análisis de los desenlaces en trauma según el sexo. En países de altos ingresos, se han identificado diferencias clínicas, sociales y en el acceso a la atención (19,23–26).

En trauma, el sexo se ha asociado a diferencias en la mortalidad, complicaciones hospitalarias, oportunidad de admisión a cuidados intensivos, requerimientos transfusionales, estancia hospitalaria, estancia en la unidad de cuidados intensivos

(UCI) e intervenciones en la atención en salud. Sin embargo, la evidencia científica sobre este tema es limitada, y la mayoría de los estudios se han realizado en HIC, donde las características del trauma, las características sociales y los sistemas de salud difieren de los MIC y LIC (15,19,21,23,26–31).

En la mayoría de los estudios, la mortalidad por trauma es mayor en hombres, con una diferencia aproximada del 6% respecto la mortalidad en mujeres, al analizar la mortalidad ajustada por factores confusores, en algunas cohortes, se ha descrito que no existen diferencias estadísticamente significativas, en otras se ha encontrado una mayor mortalidad en mujeres y en algunos reportes una mayor mortalidad ajustada en hombres, esto posiblemente debido a disparidades en la atención en salud (15,26,30,32). Sin embargo, en general la literatura sobre la mortalidad por sexo en pacientes con trauma no es uniforme, ya que puede ser multifactorial (33–36).

En estudios previos en Cali han descrito que la mortalidad bruta por trauma también presenta diferencias según el sexo. La mortalidad bruta ha sido estimada en 17 % para hombres y 11 % para mujeres, lo que representa una diferencia del 6 % (18). Sin embargo, al analizarla por severidad de la lesión. En lesiones moderadas, los hombres presentan una mayor mortalidad, con una diferencia del 9 % respecto a las mujeres, mientras que en lesiones graves esta diferencia se reduce al 1 %, siendo llamativo el aumento de la mortalidad en las mujeres con lesiones graves, situación similar en lesiones severas, en donde diferencia en mortalidad bruta es del 3%, con mayor mortalidad en hombres (18).

Para analizar adecuadamente el efecto del sexo en los desenlaces clínicos del trauma, es necesario considerar variables clínicas, biológicas y sociales que permitan conocer factores relacionados a estas diferencias entre hombres y mujeres (25,26,30,33,37,38). Aunque estas variables han sido estudiadas parcialmente en HIC, su evaluación en MIC y LIC sigue siendo limitada, países en los cuales las características del trauma y la atención en salud son diferentes (18,23,24,39).

En países de altos ingresos, el trauma penetrante representa sólo el 2 a 9,7 % de todas las lesiones traumáticas (40,41). En cambio, en MIC y LIC su frecuencia es

mucho mayor, en Colombia alcanza entre el 21 y el 41,8 % de los casos (17,18,42). Esto impide extrapolar la información de HIC a LIC o MIC, pues el trauma penetrante presenta una fisiopatología distinta y exige un abordaje clínico diferenciado (17,39).

En este contexto, evaluar posibles disparidades en los desenlaces clínicos y en la atención según el sexo resulta fundamental para la salud pública, pues puede revelar inequidades estructurales que afectan de manera distinta a hombres y mujeres. Generar evidencia local, que según los resultados indiquen la necesidad de promover estudios dirigidos a identificar deficiencias en el proceso asistencial, con el fin de diseñar intervenciones más equitativas y mejorar los resultados en pacientes con trauma.

Debido a lo anterior, la pregunta de esta investigación es: ¿Existen disparidades en las intervenciones en salud y los desenlaces clínicos en trauma según el sexo en dos hospitales de alta complejidad de Cali, Colombia, entre enero de 2012 y diciembre de 2021?

Debido a que la evidencia procedente de países de ingresos altos no se ajusta al contexto colombiano por diferencias en la epidemiología del trauma, los determinantes sociales y el sistema de salud, es imprescindible desarrollar estudios locales. Esto permitirá identificar las necesidades específicas de la región y orientar acciones de salud pública en consonancia con el Plan Decenal de Salud Pública 2022-2031 y el Plan Estratégico de la OPS 2020-2025 (27,43).

2. ESTADO DEL ARTE

Este apartado presenta la evidencia sobre las diferencias en los desenlaces clínicos y en la atención en salud entre hombres y mujeres con trauma, así como los factores biológicos y sociales asociados a dichas diferencias.

La diferencia biológica más estudiada en el contexto del trauma es la modulación de los estrógenos, considerados un factor protector en relación con la mortalidad y desenlaces clínicos adversos en el sexo femenino. En contraste, los andrógenos, predominantes en los hombres, se asocian con un mayor riesgo debido a su

influencia en la activación, infiltración y producción de citoquinas. Estos efectos impactan negativamente la respuesta inmunitaria y la función cardíaca del paciente (35,44–47).

Estudios en humanos y modelos animales durante el shock hemorrágico (SH) respaldan esta teoría, En las mujeres y en ratones hembra se ha evidenciado una mejor respuesta inmune, menor susceptibilidad a la sepsis y trastornos multiorgánicos (30,46,48,49). Experimentos en modelos animales y un ensayo clínico en seres humanos que presentaban SH, concluyeron que adicionar estrógenos en hombres y ratones macho modula la respuesta inmune y reduce la mortalidad (44,50).

Estudios clínicos han asociado el sexo femenino con una menor necesidad de transfusiones durante la estancia hospitalaria, una vez controlado el sangrado activo (31). Este efecto se atribuye a un perfil más hipercoagulable en las mujeres y a una menor probabilidad de desarrollar hiperfibrinólisis (27). Dicho efecto podría deberse a que las plaquetas femeninas presentan un mayor potencial de agregación y activación. Además, se ha observado que la adición de estradiol en hombres puede "feminizar" sus plaquetas, aumentando su activación y mejorando el potencial hemostático (56).

No obstante, la biología no es el único factor implicado. Diversos aspectos clínicos y sociales también influyen en los desenlaces postraumáticos, como la edad, comorbilidades, severidad y mecanismo de la lesión, condiciones del entorno, tipo y oportunidad de atención prehospitalaria, consumo de alcohol, barreras de acceso al sistema de salud y diferencias en la calidad de atención recibida, todo ello influido por el contexto sociocultural (23,51–53).

Se han descrito disparidades en la atención del trauma tanto a nivel prehospitalario como hospitalario. La evidencia indica que las mujeres tienen menor probabilidad de ser trasladadas a centros de alta complejidad y de recibir atención prioritaria en el escenario prehospitalario, situación atribuida en parte a una subestimación sistemática de la gravedad de sus lesiones (21,54,55). Estas diferencias también se han documentado al momento de la admisión hospitalaria (56).

El análisis de las disparidades según el sexo se estudió en otras patologías, como el infarto agudo de miocardio, donde se ha evidenciado que los hombres tienen mayor oportunidad de ser admitidos en la UCI y recibir tratamientos más agresivos frente a las mujeres con la misma severidad en su patología (57–59).

En el contexto del trauma, estudios en HIC han identificado que las mujeres con igual gravedad de lesión frente a los hombres tienen menor probabilidad de ser ingresadas a la UCI y de recibir tratamientos invasivos. Además, presentan mayores retrasos en la atención quirúrgica, mayor estancia en urgencias y son más frecuentemente dadas de alta a centros de cuidado a largo plazo (23,24,29,60). Estas disparidades también se observan en intervenciones como el inicio oportuno de la tromboprolaxis, lo cual es clave para reducir las complicaciones intrahospitalarias, su administración oportuna es más frecuente en hombres que en mujeres (21,61,62).

Al analizar posibles disparidades por sexo en los desenlaces del trauma, es necesario considerar variables clínicas y sociales que pueden influir en la mortalidad. La edad es un factor determinante, con un aumento marcado en el riesgo a partir de los 55-60 años, asociado a mayor carga de comorbilidades y menor reserva fisiológica (53,63,64).

El tipo y la severidad del trauma también condicionan la mortalidad. Las lesiones penetrantes se asocian con una letalidad significativamente mayor que las contusas con una mortalidad del 57.9% y del 11.6% respectivamente (17,42,65). Por lo que el análisis por sexo debe ser ajustado por estas variables (17,26,27,46,66).

Asimismo, en HIC el contexto socioeconómico incide en los resultados clínicos (67). Las personas con un menor nivel socioeconómico presentan mayor mortalidad y peores desenlaces, atribuido al estado de salud previo al trauma, acceso a la atención en salud, calidad en la atención médica y estereotipos (29,60,67,68), sin embargo, en países de bajos ingresos no existe claridad de su influencia.

En Colombia, el estrato socioeconómico y el tipo de aseguramiento cumple la función de proxy de la condición socioeconómica del paciente (69,70). Adicionalmente las mujeres económicamente han sido menos favorecidas, una realidad que ha sido conceptualizada como la “feminización de la pobreza”, término acuñado por Diana Pearce en los años 70 (71,72). Así mismo, la pobreza en Colombia y el desempleo sigue siendo predominante en las mujeres (73).

En Colombia, el tipo de aseguramiento y el estrato socioeconómico funcionan como un proxy de la condición socioeconómica del paciente, influyendo en el acceso a procedimientos médicos una vez se ha realizado la intervención inicial de urgencia (69,70). Aunque los sistemas de salud de Colombia y US son distintos, estudios en US han evidenciado que los pacientes sin seguro tienen 2.17 veces la oportunidad de morir de los pacientes con seguros privados (IC 95%: 1.51-3.11) (36), y que quienes cuentan con seguros públicos como Medicaid o Medicare presentan una mayor mortalidad (53%) frente a los asegurados privados (18%) (74). En este sentido, el aseguramiento subsidiado o la falta de seguro en Colombia podría tener efectos similares sobre los desenlaces clínicos, como ocurre en US, donde estas condiciones se asocian a un mayor riesgo de mortalidad (75–77).

3. MARCO TEORICO

Para determinar la presencia de disparidades en la atención en salud y en los desenlaces clínicos del trauma según el sexo, esta investigación se fundamenta en tres ejes conceptuales: i) mecanismos fisiopatológicos del trauma (trauma y severidad de la lesión, fisiopatología y desenlaces clínicos) ii) sexo y género iii) disparidades en salud.

En este apartado se presentarán los referentes teóricos de esta investigación. Se discutirán fenómenos biológicos y sociales del trauma, los cual influyen en los desenlaces clínicos en función del sexo.

Para los propósitos de esta investigación y teniendo en cuenta la pregunta de investigación. Esta propuesta se fundamenta en el concepto de disparidad, la cual es entendida como el primer paso para establecer si existe inequidad (78).

3.1 Mecanismos fisiopatológicos del trauma

3.1.1 Trauma y severidad de la lesión

El trauma es una lesión tisular provocado por diversos tipos de energía (mecánica, térmica, eléctrica, química o radiante). Se han descrito diversos grados de severidad según la cantidad de energía a la cual se expuso el paciente (1). Ha estado presente en la humanidad desde sus orígenes, inicialmente como consecuencia de actividades diarias de supervivencia y posteriormente en conflictos bélicos. En la actualidad, su incidencia ha aumentado significativamente (79).

En 1982 se describió por primera vez la distribución trimodal de la mortalidad por trauma, la cual identifica tres picos temporales(1).

El primer pico ocurre segundos o minutos posteriores al trauma, las lesiones son tan severas que muy pocos sobreviven para recibir atención médica. El segundo pico comprende los primeros minutos y varias horas posteriores al trauma. La mayoría de estos sujetos llega a recibir atención médica. Por último, el tercer pico ocurre en días o semanas, secundario a un proceso séptico o una disfunción orgánica múltiple durante la estancia hospitalaria o una vez egresa del centro médico (1).

La severidad de la lesión es clasificada de forma objetiva mediante diversas escalas. Las más utilizadas para evaluar la severidad anatómica son el Abbreviated injury scale (AIS), ISS y NISS, mientras que el Revised Trauma Score (RTS) evalúa la gravedad del paciente a partir de variables fisiológicas (80). Otra importante escala es el Trauma Injury Severity Score (TRISS), que combina las variables anatómicas y fisiológicas y es utilizado para evaluar la probabilidad de supervivencia (81).

El TRISS combina variables anatómicas (ISS) y fisiológicas (RTS) para estimar la probabilidad de supervivencia a partir del ISS, el RTS, el tipo de trauma y la edad con un punto de corte de 54 años. Este sistema no incluye indicadores de reserva fisiológica ni grado de afectación metabólica, como déficit de base o niveles de lactato, ni considera la presencia de comorbilidades. Sistemas más recientes como la Revised Injury Severity Classification incorporan parámetros de laboratorio y

comorbilidades para mejorar la calibración y discriminación, pero su aplicación práctica se ve limitada por la falta de estos datos en un alto porcentaje de pacientes

El AIS evalúa la gravedad de la lesión en seis regiones del cuerpo con puntajes de 0 a 6. Su importancia radica en ser la base para calcular los puntajes de otras escalas (80).

El ISS se basa en la puntuación del AIS. Eleva al cuadrado el puntaje de las 3 regiones con mayor puntaje (Deben ser regiones diferentes), con valor un mínimo de 0 y máximo de 75. En caso de que una región tenga un AIS de 6 puntos en alguna región se considera incompatible con la vida y se asigna un ISS 75 puntos (80,82).

La principal limitación de esta escala ha sido que si el paciente presenta varias lesiones en la misma región atómica podría subestimar la gravedad del paciente, razón por la cual se desarrollaron nuevos puntajes como el NISS (80). El NISS eleva al cuadrado las 3 lesiones de mayor gravedad sin importar si todas las lesiones son en una misma área anatómica (80). Smith B et al identificaron que el NISS superó al ISS como predictor de mortalidad y complicaciones en trauma penetrante (83).

El RTS evalúa la severidad de la lesión incorporando la presión arterial sistólica, puntaje en la escala de coma de Glasgow y la frecuencia respiratoria (80). El TRISS permite estimar la probabilidad de sobrevivida de los pacientes combinando lesiones anatómicas, alteraciones fisiológicas y la edad a partir del ISS, RTS, tipo de trauma y la edad con un punto de corte de 54 años (80). Este sistema no incluye indicadores de reserva fisiológica ni grado de afectación metabólica, como déficit de base o niveles de lactato, ni considera la presencia de comorbilidades. Sistemas más recientes como la Revised Injury Severity Classification incorporan parámetros de laboratorio y comorbilidades para mejorar la calibración y discriminación, pero su aplicación práctica se ve limitada por la falta de estos datos en un alto porcentaje de pacientes (84).

3.1.2 Fisiopatología

Las patologías que amenazan la vida en pacientes traumatizados requieren un traslado inmediato a un centro de trauma y un manejo oportuno para mejorar las probabilidades de supervivencia. Estas condiciones son:

Compromiso de la vía aérea: Obstrucción o incapacidad para mantener una vía aérea permeable, lo que requiere manejo avanzado, como intubación o cricotiroidotomía.

Insuficiencia respiratoria aguda: Asociada a lesiones como neumotórax a tensión, neumotórax abierto o hemotórax masivo, las cuales comprometen la ventilación, oxigenación y estabilidad hemodinámica del paciente.

Tórax inestable: Fractura de tres o más costillas consecutivas en dos o más puntos, lo que resulta en un segmento óseo móvil que compromete gravemente la mecánica ventilatoria. Esta alteración puede generar respiración paradójica, hipoxia y dolor significativo, y a menudo se asocia con contusión pulmonar subyacente, lo que agrava el compromiso respiratorio.

Hemorragia significativa: Pérdida masiva de sangre, ya sea externa o interna, generando shock hipovolémico.

Taponamiento cardíaco: Acumulación de sangre en el saco pericárdico que compromete la función cardíaca.

Lesión cerebral traumática grave: Aumento de la presión intracraneal secundario a edema cerebral, hemorragia intracraneal o herniación cerebral, que amenaza la perfusión cerebral (1).

Secundario a una lesión por trauma se genera una desregulación inmunitaria por activación, infiltración y producción de citoquinas provocando una respuesta inflamatoria sistémica (SIRS) y en algunos pacientes se presenta una respuesta antiinflamatoria compensatoria (CARS), las cuales pueden variar a partir de niveles hormonales del paciente (85). Durante la estancia hospitalaria puede ocurrir una infección secundaria al trauma o a múltiples factores, provocando en algunos casos un síndrome de disfunción orgánica múltiple (MODS) o insuficiencia orgánica múltiple (MOF) con posterior muerte del paciente (85).

En el shock hemorrágico se describió en un principio con la triada de la muerte (hipotermia, coagulopatía y acidosis), sin embargo, recientemente se incluyó la hipocalcemia, y ahora es llamado el diamante de la muerte (86,87).

La hipotermia se produce tanto por el mismo trauma, la exposición ambiental y maniobras médicas generando una caída en la perfusión a los órganos vitales, arritmias cardíacas y detiene las reacciones de la cascada de la coagulación (88).

La acidosis se origina por una inadecuada oxigenación tisular generando respiración anaeróbica y por consiguiente se genera ácido láctico. Su consecuencia más grave es la coagulopatía. Durante la acidosis, los factores de la coagulación no pueden realizar sus funciones con normalidad e incluso los fármacos procoagulantes no funcionan adecuadamente. La coagulopatía también puede ser secundaria a una reanimación incorrecta, amputación traumática o a un trauma craneoencefálico. Se desarrolla una activación inadecuada de la cascada de la coagulación produciendo fibrinólisis o coagulación intravascular diseminada que consume los factores de coagulación agravando la coagulopatía y la hemorragia. En caso de generarse coágulos se empeora la hipoperfusión tisular y la acidosis, disminuyendo contractibilidad miocárdica y el gasto cardíaco, así como arritmias, vasodilatación e hipotensión (89).

La hipocalcemia puede ser generada por el desequilibrio generado de la acidosis láctica en la función hormonal, así mismo las transfusiones por el citrato usado como conservante y anticoagulante quelan el calcio alterando la función plaquetaria y cardíaca provocando acidosis, caída del gasto cardíaco, arritmias e hipotensión (89).

3.1.3 Diferencias en biológicas en trauma según sexo

Durante un trauma se produce una respuesta inmune específica según sexo, influenciado por las hormonas sexuales (Figura 1) (90).

La influencia de las hormonas sexuales es una de las causas de las diferencias en los procesos sistémicos descritos en la figura 1, generando desenlaces clínicos

diferentes en hombres y mujeres, por lo tanto, conocer las diferencias biológicas es indispensable al momento de analizar los desenlaces de traumatizados (25,26).

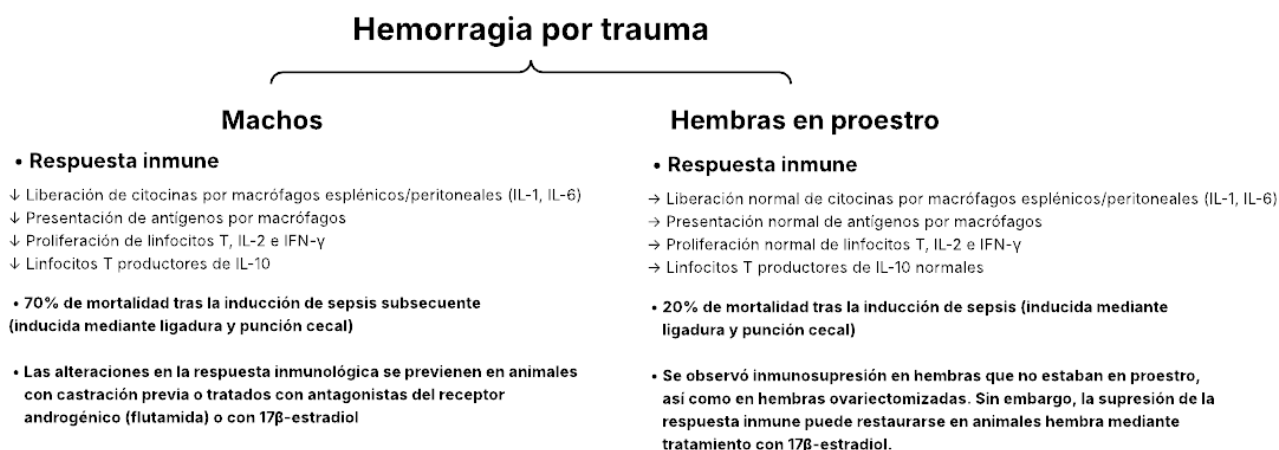


Figura 1 Diferencias biológicas según el sexo

Diferencias biológicas según el sexo. Adaptado de Choudhry MA, Bland KI, Chaudry IH. Trauma and immune response Effect of gender differences. Injury. 2007 Dec;38(12):1382-91

3.1.3 Desenlaces clínicos

Los desenlaces clínicos en trauma son fundamentales para evaluar los resultados de los pacientes y para identificar áreas en las que las intervenciones pueden necesitar ajustes o mejoras. Además, en el ámbito de la atención en salud, es crucial reconocer y medir las disparidades en los cuidados, ya que estas diferencias pueden influir en los resultados clínicos.

La mortalidad es un indicador definitivo y objetivo del fracaso de una intervención o progresión de la enfermedad. Se confirma cuando la función circulatoria y el corazón han cesado su actividad de forma irreversible, así como la función cerebral ya que no se encuentra en capacidad de regular la respiración ni las funciones vegetativas (91).

El ingreso a la (UCI), es considerado un desenlace clínico e intervención asociado a la gravedad del paciente, sus criterios de admisión establecen que el paciente requiere mayores recursos hospitalarios, un monitoreo continuo y soporte médico

ya sea ventilatorio, cardiovascular, renal, entre otros para preservar la vida del paciente (92). Así mismo el ingreso a la UCI, puede un desenlace que permite evaluar disparidades según el sexo, ya que poblaciones de características similares con grado un grado de lesión e indicación de UCI similar, permitiría evaluar si es más o menos probable ser asignado a una UCI dependiendo del sexo.

Por su parte, la realización de una amputación, también es considerado una intervención en salud y un desenlace relacionado con la condición clínica de la persona, la cual se espera que sea realizada según criterios objetivos de la condición clínica del paciente (93).

3.2 Sexo y género

El sexo y el género interactúan en las esferas biológica, social y psíquica, aunque a menudo los términos se han utilizado indistintamente. Sin embargo, representan conceptos diferentes. El sexo se refiere a los atributos biológicos definidos por características físicas y fisiológicas, como los niveles cromosómicos, hormonales y los caracteres sexuales. Por otro lado, el género abarca aspectos sociales y psíquicos, que se desarrollan a través de la socialización. Este proceso establece roles, posiciones e ideales con los cuales las personas se identifican y se presentan ante la sociedad (94–96).

3.3 El sexo y la atención en salud

Se ha establecido que, en algunos casos, la atención médica es diferente para hombres y mujeres con igual diagnóstico y gravedad. Los hombres reciben mayor esfuerzo terapéutico frente a las mujeres. Una posible causa son estereotipos sobre los roles sexuales por parte de los médicos (71).

En países de altos ingresos se han descrito disparidades según el sexo en la toma de conductas médicas, prevaleciendo un manejo conservador en mujeres respecto a hombres con igual severidad de lesiones. En cuanto la clasificación de la gravedad, las mujeres son subclasificadas frecuentemente, favoreciendo el traslado a centros de mayor complejidad en hombres. Así mismo se ha descrito la subclasificación en mujer al momento de la admisión a UCI (23,60).

Otros parámetros como la puntualidad en la atención, estancia en el servicio de urgencias y mayor probabilidad de ser dadas de alta a un lugar de cuidados a largo plazo son disparidades en la atención en salud que afecta a las mujeres (23,29,97).

3.4 Disparidades en salud y desenlace del trauma

Las nociones de disparidad e inequidad, a pesar de ser diferentes, se encuentran interrelacionadas. Mientras las disparidades son diferencias en los grupos observados o en sus indicadores, las inequidades implican juicios éticos respecto a las disparidades, específicamente si estas se consideran o no justas (78). Esta propuesta se fundamenta en el concepto de disparidad, la cual es entendida como el primer paso para establecer si existe inequidad (78).

Ahora bien, el juicio sobre la equidad se puede establecer si, al encontrarse una disparidad, ésta está asociada a grupos en desventaja social que sitúa a los individuos a condiciones en las que la salud es sistemáticamente peor que la de otros grupos (98,99).

Es importante aclarar qué significan los términos “ventaja social” y “desventaja social”. Cuando se abordan disparidades sobre algún fenómeno de salud, se deben identificar los grupos sociales en los cuales pueden estar dándose esas diferencias de forma sistemática. En general, en las sociedades occidentales, las personas en situación de pobreza, las minorías raciales/éticas y las mujeres están en desventaja con respecto a las personas adineradas, los pertenecientes a etnias dominantes y los hombres. Esta distinción entre los que están en ventaja o en desventaja social tiene que ver con la riqueza, el poder y el prestigio. Los grupos sociales en ventaja social se encuentran en el nivel más alto de la jerarquía social y establecen relaciones de dominación con respecto a los que están en los niveles bajos de la estructura social. Esta dominación posibilita la perpetuación de una estructura social en la que los que tienen poder tienen mayor posibilidad de seguir siendo poderosos y los que están en desventaja social tienen mayor posibilidad de continuar en su situación de desventaja (99).

Las causas que van de la desventaja social a las disparidades en salud son multifactoriales. Se dan interacciones complejas entre la posición social (sexo,

estrato socioeconómico, raza/etnia, ingreso, ocupación), las condiciones de vida, el nivel de apoyo social y el acceso a servicios de salud (98).

Las causas que van de la desventaja social a las disparidades en salud son multifactoriales. Se dan interacciones complejas entre la posición social (sexo, estrato socioeconómico, raza/etnia, ingreso, ocupación), las condiciones de vida, el nivel de apoyo social y el acceso a servicios de salud.

En esta investigación, a través de una variable de posición social, específicamente el sexo, se está abordando el fenómeno del trauma teniendo en cuenta que hay diferencias sistemáticas entre hombres y mujeres en cuanto a la atención en salud, y que esto refleja no solo diferencias biológicas, sino sociales.

4. OBJETIVOS

4.1 OBJETIVO GENERAL

Identificar las disparidades en las intervenciones en salud y los desenlaces clínicos en trauma según el sexo en dos hospitales de alta complejidad de Cali, Colombia, entre enero de 2012 y diciembre de 2021.

4.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

1. Determinar la asociación de las características clínicas y sociodemográficas con los desenlaces clínicos e intervenciones en la atención en salud, según el sexo en la población a estudio.
2. Evaluar la asociación entre el sexo y los desenlaces clínicos e intervenciones en salud en la población a estudio.
3. Determinar la probabilidad de sobrevida en cada paciente y evaluar la mortalidad esperada respecto a la mortalidad observada según el sexo en la población a estudio

5. METODOLOGÍA

5.1 TIPO DE ESTUDIO

Diseño de estudio:

Se llevó a cabo un estudio analítico de cohorte retrospectivo, siguiendo los lineamientos descritos por Sklo y Nieto (100). Este tipo de estudio se seleccionó

debido a las características epidemiológicas observadas en los hospitales que aportarán la muestra, donde la prevalencia de trauma es alta, la mortalidad es baja y la proporción de casos en mujeres es baja (39,101), por lo cual para obtener un número considerable de mujeres fallecidas y alcanzar el número de tamaño de muestra, requiere reclutar pacientes por un largo periodo de tiempo, el cual no permitiría culminar esta tesis de maestría en el tiempo esperado.

Este diseño de estudio permite analizar el curso natural de salud-enfermedad, logra probar hipótesis, requiere un menor tiempo para realizarse y a menor costo. Así mismo permite estimar la incidencia, diversas medias de riesgo, evaluar exposiciones y eventos. La causa-efecto no será verificable en su totalidad, sin embargo, con este diseño de estudio se podrá establecer asociaciones (100).

La calidad del dato en los estudios retrospectivos puede ser deficiente, sin embargo, el registro utilizado ha sido digitado de manera continua por personal previamente capacitado y con experiencia en la extracción de datos de historias clínicas de pacientes traumatizados.

5.2 ÁREA DE ESTUDIO

Esta investigación se fundamenta en información de dos centros de trauma de alta complejidad en Cali, Colombia: dos hospitales universitarios, uno público y el otro privado. Ambos atienden una amplia población del suroccidente colombiano y casos de alta complejidad de otras regiones del país, son reconocidos a nivel nacional e internacional por su manejo del trauma (17,18,101). El hospital privado recibe una proporción mayor de pacientes militares gracias al convenio institucional con el hospital militar y a la donación del servicio de atención aguda, mediante la cual la Fundación asume todos los gastos, incluidos los honorarios médicos. Adicionalmente, cuenta con helipuerto que facilita la transferencia de pacientes con lesiones graves de difícil acceso por vía terrestre.

La mayoría de los ingresos corresponden a trauma contuso. Sin embargo, a mayor severidad de la lesión aumenta la proporción de trauma penetrante, superando las frecuencias reportadas en centros de países de altos ingresos (17). En el suroccidente colombiano las carreteras permiten velocidades de hasta 100 km/h, lo

que genera lesiones de alta energía. El centro privado recibe un mayor número de casos de trauma severo por siniestros viales en comparación con el público.

5.3 POBLACIÓN DE ESTUDIO

La población de estudio estará conformada por personas mayores de 15 años que hayan presentado una lesión traumática y hayan sido atendidas en el hospital público y privado a estudio entre los años 2012 y 2021. Los pacientes seleccionados deben tener una edad mayor a 15 años y estar ingresados en los registros de trauma de ambas instituciones.

Para formar parte del estudio, pacientes del registro de trauma deberán cumplir con todos los criterios de inclusión y no presentar ninguno de los criterios de exclusión.

Criterios de inclusión:

- Ingreso al servicio de urgencias de la Clínica Fundación Valle del Lili o al Hospital Universitario del valle Evaristo García E.S.E. por una lesión secundaria a un trauma entre enero de 2012 a diciembre 2021 y estén en el registro institucional de trauma.
- Edad > 15 años.

Criterios de exclusión:

- Paciente ingresado por trauma debido a quemadura.
- Puntaje en el Abbreviate injury scale (AIS) en cualquier región corporal de 6 puntos o un puntaje de ISS igual a 75.
- Paciente in-extremis o ingreso sin signos vitales
- Registros duplicados.
- Pacientes con valor perdido en la variable sexo, mortalidad hospitalaria o amputación .

Sustento criterios exclusión:

- El trauma por quemadura presenta una fisiopatología y desenlaces diferentes al trauma contuso y penetrante.

- Se excluirán pacientes con puntajes de AIS mayores o iguales a 6 o que tengan un ISS igual a 75, ya que se considera que tienen lesiones incompatibles por con la vida.
- Los pacientes in-extremis o que ingresen sin signos de vida, estos pacientes tienen una probabilidad de sobrevida menor a todos los pacientes atendidos, la cual es de 10% para los pacientes in-extremis y para los pacientes en paro es del 5%, por lo cual se decide excluir del estudio, ya que no son comparables con pacientes que no ingresen en estas condiciones y no se puede evaluar la sobrevida debido a factores diferenciales en la atención de los pacientes o a la fisiología de cada sexo ante el trauma.
- Los pacientes que tienen perdida la variable sexo o alguna variable desenlace se excluyeron debido a que son variables críticas en el análisis, por lo tanto, no se consideraban candidatas a imputar.

5.4 CÁLCULO DE TAMAÑO DE MUESTRA

Para el cálculo del tamaño de muestra en esta investigación, se utilizó el software G*Power, empleando un análisis de regresión logística de la familia Z-tests. Este método permitió estimar el número de observaciones necesarias para detectar una asociación estadísticamente significativa entre la variable independiente principal (sexo: hombre= 0, mujer= 1) y el desenlace principal (mortalidad intrahospitalaria: no=0, sí=1).

Con base en los registros institucionales, aproximadamente el 77% de los pacientes con trauma son hombres y el 23% mujeres. La mortalidad observada fue del 17% en hombres y del 11% en mujeres (18,39). Estos valores se utilizaron para el cálculo del tamaño de muestra, estimando una razón de probabilidades (OR) de 1,65 en G*Power, derivada de la diferencia de mortalidad entre hombres y mujeres.

Calculo odds ratio por G*power

$$OR = \frac{\frac{P(Y = 1 | X = 1)H1}{(1 - P(Y = 1 | X = 1)H1)}}{\frac{P(Y = 1 | X = 1)H0}{(1 - P(Y = 1 | X = 1)H0)}}$$

$$OR = \frac{\frac{0,17}{(1 - 0,17)}}{\frac{0,11}{(1 - 0,11)}}$$

$$OR = 1,65$$

Este OR de 1,65, calculado en G*Power, se basa en las probabilidades de mortalidad especificadas para $P(Y=1 | X=1)$ bajo las hipótesis $H1 = 0,17$ y $H0 = 0,11$ estas probabilidades corresponden a los eventos de interés en un grupo específico bajo cada hipótesis.

Este OR indica la magnitud del cambio en las probabilidades de mortalidad entre $H1$ y $H0$ dentro del mismo grupo (en este caso, hombres o mujeres, dependiendo de la especificación del grupo). El resultado obtenido del OR no compara dos grupos (hombres vs mujeres), como lo haría el OR clásico calculado manualmente, por el contrario, refleja el efecto de la hipótesis alternativa en comparación con la hipótesis nula para un mismo conjunto de datos. Por lo tanto, el Odds Ratio de 1,65, refleja el cambio en las probabilidades dentro del mismo grupo bajo diferentes hipótesis, y no debe confundirse con el OR entre grupos.

La selección del nivel de significancia $\alpha = 0,05$ para un IC del 95% y un poder estadístico de $1-\beta = 0,85$ garantiza que el análisis tenga sensibilidad adecuada para detectar diferencias significativas.

El procedimiento siguió los lineamientos teóricos descritos por Demidenko (102), quien propone el uso de pruebas Wald y el logit para determinar tamaños de muestra en regresión logística. En este caso, el tamaño del efecto logit (β) se calculó como el logaritmo natural del Odds Ratio ($\ln(OR)$) obteniendo un valor de $\beta = 0.50$. Este coeficiente refleja la relación entre la variable independiente (sexo) y el logaritmo de las probabilidades de mortalidad. Específicamente, un $\beta > 0$ indica que, bajo la hipótesis alternativa, el cambio en las probabilidades de mortalidad favorece un aumento en las probabilidades del evento en el grupo de mujeres en comparación con los hombres, lo que está en concordancia con el OR de 1,65 utilizado para este análisis.

Para representar la influencia de las covariables en el modelo, como características clínicas o demográficas, se ajustó un valor de $R^2 = 0,4$, que refleja la proporción de varianza de la mortalidad explicada por las covariables en el modelo. En este estudio, se incluyeron variables clínicas (como edad, severidad y tipo de trauma) y sociales (como nivel socioeconómico y tipo de aseguramiento), con el fin de ajustar

el modelo y evaluar la asociación entre el sexo y la mortalidad. Estas covariables fueron seleccionadas por su alta capacidad explicativa, dado que están fuertemente relacionadas con la mortalidad y son determinantes clave del desenlace. Si no se ajustan, pueden generar confusión en la relación entre el sexo y la mortalidad. Dado el impacto significativo de estas variables en el modelo, se utilizó un R^2 de 0,4 para el cálculo del tamaño de muestra, lo que asegura un ajuste robusto y consistente con la literatura en estudios similares que incluyen covariables con alta influencia en el desenlace clínico.

En el campo X parm π en G*Power representa la proporción de la población en el grupo independiente principal (en este caso, sexo). Dado que el 77% de los pacientes con trauma severo son hombres, este valor será de 0,77. Este parámetro es crucial porque indica cómo se distribuyen las observaciones entre los dos grupos de la variable independiente (hombres vs mujeres). Una proporción incorrecta afectaría los resultados del cálculo del tamaño de muestra, ya que la potencia del estudio depende de cómo se distribuyen los eventos y los tamaños de los grupos.

El enfoque realizado garantiza la validez interna del estudio, considerando el impacto potencial de covariables sin comprometer la eficiencia del diseño.

G*Power fue seleccionado porque permite realizar cálculos utilizando el método de Demidenko (102), el cual es adecuado para estudios con diseños más complejos, como los que implican regresiones logísticas con covariables correlacionadas.

Este método supera las aproximaciones tradicionales al incorporar ajustes por ejemplo el R^2 indicando en este caso que el 40% de la variabilidad de la mortalidad podría explicarse por factores adicionales como comorbilidades, edad o severidad de la enfermedad. G*Power utiliza este valor para ajustar el tamaño de muestra y reflejar la reducción en el poder estadístico debido a la colinealidad entre covariables, así mismo es importante, la distribución binomial de la variable independiente (X), en este caso, la proporción de hombres $P_x = 0,23$ y mujeres $1 - P_x = 0,77$ refleja un diseño no balanceado. Esto afecta la precisión de las estimaciones en los subgrupos y aumenta el tamaño de muestra requerido para garantizar un poder suficiente.

El método de Demidenko (102) aplica una fórmula que ajusta los tamaños de muestra para regresiones logísticas, considerando tanto la varianza de las covariables como la correlación entre ellas. Aunque G*Power no detalla explícitamente la fórmula implementada, este software utiliza una aproximación basada en la varianza explicada por las covariables R^2 y otros factores, lo que permite manejar la multicolinealidad y los efectos de los predictores correlacionados.

La fórmula base de Demidenko se enfoca en la varianza del estimador de los coeficientes de la regresión logística. Esto implica ajustar el tamaño de muestra requerido según el número de covariables incluidas y su grado de colinealidad. En este contexto, la inclusión de un $R^2 = 0,4$ en el cálculo penaliza el poder explicativo adicional de las covariables, incrementando el tamaño de muestra necesario.

Los parámetros utilizados para el cálculo fueron:

$$n = \frac{(Z_{1-\alpha/2} + Z_{1-\beta})^2 [p_x(1 + A)^2 B + (1 - p_x)(1 + AB)^2]}{p_x(1 - p_x)AB \ln^2(B)}$$

Donde:

$Z_{1-\alpha/2}=1,96$: Es el valor crítico de la distribución normal para un nivel de significancia de $\alpha=0.05$, el cual se eligió para el cálculo.

$Z_{1-\beta}=1,04$: Es el valor crítico correspondiente al poder estadístico deseado que en este caso es 0.85 (Poder para detectar un efecto verdadero).

$P_x= 0,23$: proporción de mujeres en la muestra

$1 - P_x = 0,77$: proporción de hombres en la muestra

$P(Y=1 \mid X=0) = 0,11$ probabilidad de mortalidad en mujeres

$P(Y=1 \mid X=1) = 0,17$ probabilidad de mortalidad en hombres

$A = \frac{P(Y=1 \mid X=0)}{1 - PP(Y=1 \mid X=0)} = 0,1236$ Odds de mortalidad en mujeres

$B= OR= 1,65$

El cálculo manual utilizando la fórmula de Demidenko arrojó un tamaño de muestra requerido de 1585 pacientes para alcanzar un poder del 85% y un nivel de

significancia del 5%. Este valor es menor al estimado por G*Power, que calculó un tamaño de muestra de 2954 pacientes. La discrepancia se debe a que G*Power incorpora ajustes adicionales, como la varianza explicada $R^2 = 0.4$ y simulaciones basadas en Monte Carlo, que incluyen variabilidad en los datos y proporcionan un margen de seguridad para garantizar la robustez del estudio. A través de simulaciones de Monte Carlo, G*Power genera múltiples repeticiones de datos simulados con los parámetros especificados. Estas simulaciones permiten calcular de manera más precisa cuántas veces se obtiene un resultado significativo bajo las condiciones planteadas. Como resultado, G*Power estimó que se necesitan 2.954 pacientes. De los cuales, el 2.274 (77%) corresponden al grupo de expuestos (hombres, $X = 1$) y 680 (23%) al de no expuestos (mujeres, $X = 0$). Esta asignación respeta la proporción real de sexo en nuestra cohorte, preserva el poder estadístico del 85 % para detectar una OR de 1,65 y asegura la validez interna al evitar desequilibrios en el tamaño de los subgrupos. Sin embargo, para una mejor interpretación de los resultados, en la codificación para correr la regresión logística, se puede invertir el grupo expuesto para comprensión de los resultados.

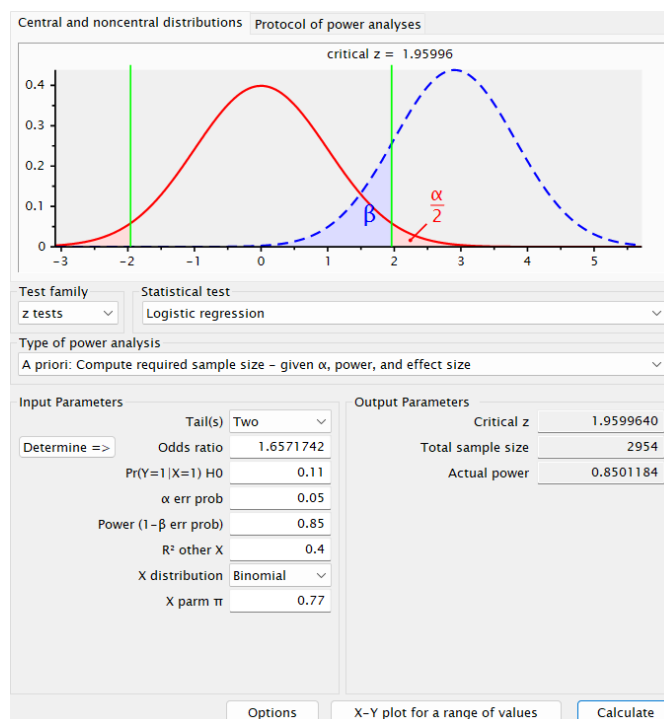


Figura 2 Cálculo del tamaño de muestra para regresión logística: análisis de poder a priori con OR= 1,66 y proporción de exposición del 77 %

Pr(Y=1 X=1) H1	0.17
Pr(Y=1 X=1) H0	0.11
Calculate	Odds ratio 1.657174
Calculate and transfer to main window	

Figura 3 Cálculo del odds ratio esperado según $Pr(Y=1|X=1)$ en H_0 y H_1

5.5 VARIABLES

Variables desenlace e intervenciones en salud					
Variable	Definición	Tipo de variable	Nivel operativo	Medida resumen	Fuente de la variable
Muerte intrahospitalaria	El paciente es declarado muerto por el personal médico firmando certificado de defunción intrahospitalariamente	Cualitativa, nominal	0: No 1: Si	Frecuencia absoluta y relativa	Historia clínica
Variables consideradas como intervenciones médicas y desenlace de la condición en salud					
Ingreso a UCI	El paciente fue ingresado a una unidad de cuidados intensivos	Cualitativo, nominal	0: No 1: Si	Frecuencia absoluta y relativa	Historia clínica
Amputación	Si al paciente le realizaron una amputación durante su estancia hospitalaria	Cualitativo, nominal	0: No 1: Si	Frecuencia absoluta y relativa	Historia clínica

Tabla 1 Variables resultado

Variables exposición					
Variables sociodemográficas					
Variable	Definición	Tipo de variable	Nivel operativo	Medida resumen	Fuente de la variable
Número de identificación único en el registro de trauma	Número único asignado al momento de ingreso al registro de trauma	Cuantitativa discreta	Numérica	No aplica	Historia Clínica
Nacionalidad	Lugar de nacimiento de la persona	Cualitativa, nominal	0: Colombiano 1: Otra	Frecuencia absoluta y relativa	Historia clínica
Edad	Tiempo de vida en años	Cuantitativa discreta	16-120	Mediana - RIQ	Historia Clínica
Tipo de aseguramiento mediante el cual atendieron al paciente	Régimen de aseguramiento en salud que paga por la atención del paciente	Cualitativa, nominal	0: Otro (Fuerzas militares, Policía, Magisterio,	Frecuencia absoluta y relativa	Historia Clínica

			empleados de Ecopetrol y universidades públicas) 1: Contributivo 2: FOSYGA / SOAT 3: Subsidiado 4: No asegurado		
Forma de ingreso al hospital	El paciente ingresa directamente o es remitido	Cualitativa, nominal	0: Directo 1: Remitido	Frecuencia absoluta y relativa	Historia Clínica
Tipo de hospital	Naturaleza de su gestión y administración. Se definió como público aquel gestionado por entidades estatales y como privado el gestionado por entidades no estatales. Son un proxy de las diferencias en estructura organizativa, disponibilidad de recursos e insumos y protocolos de atención entre ambos centros	Cualitativa, nominal	0: Privado 1: Público	Frecuencia absoluta y relativa	Historia clínica
Protección estrogénica*	Posible presencia de niveles altos de estrógenos, determinada por ser mujer y tener menos de 50 años	Cualitativa, nominal	0: No 1: Si	Frecuencia absoluta y relativa	Historia clínica
Variables clínicas					
Puntaje en la escala de coma de Glasgow al ingreso	Severidad de la alteración del estado de conciencia al ingreso del paciente, evaluado con la escala de coma de Glasgow	Cualitativa ordinal	3-15	Median-RIQ	Historia clínica
Presión arterial sistólica al ingreso	Presión arterial sistólica medida en mmHg, al ingreso del paciente	Cuantitativa continua	0-300 mmHg	Mediana-RIQ	Historia clínica
Presión arterial diastólica al ingreso	Presión arterial diastólica medida en mmHg, al ingreso del paciente	Cuantitativa continua	0-300 mmHg	Mediana-RIQ	Historia clínica
Frecuencia cardíaca al ingreso	Frecuencia cardíaca al ingreso	Cuantitativa continua	Latidos por minuto 0-200	Mediana-RIQ	Historia clínica
Frecuencia respiratoria al ingreso	Frecuencia respiratoria al ingreso	Cuantitativa continua	Respiraciones por minuto 0-50	Mediana-RIQ	Historia clínica
Revised Trauma Score	Severidad del deterioro fisiológico al ingreso del paciente. Obtenida a partir de la presión arterial sistólica, frecuencia respiratoria y escala de coma de Glasgow	Cuantitativa continua	0-7.84	Mediana-RIQ	Historia clínica

Tipo de trauma	Tipo de trauma que presentó el paciente	Cualitativa nominal	0: Cerrado 1: Penetrante	Frecuencia absoluta y relativa	Historia clínica
AIS-Cabeza	Severidad de la lesión de acuerdo con el diccionario de Abbreviated Injury Scale	Cualitativa, nominal	Puntaje 0-6	Mediana-RIQ	Historia clínica
AIS-Tórax	Severidad de la lesión de acuerdo con el diccionario de Abbreviated Injury Scale	Cualitativa, nominal	Puntaje 0-6	Mediana-RIQ	Historia clínica
AIS-Abdomen	Severidad de la lesión de acuerdo con el diccionario de Abbreviated Injury Scale	Cualitativa, nominal	Puntaje 0-6	Mediana-RIQ	Historia clínica
AIS-Extremidades	Severidad de la lesión de acuerdo con el diccionario de Abbreviated Injury Scale	Cualitativa, nominal	Puntaje 0-6	Mediana-RIQ	Historia clínica
AIS-Externo	Severidad de la lesión de acuerdo con el diccionario de Abbreviated Injury Scale	Cualitativa, nominal	Puntaje 0-6	Mediana-RIQ	Historia clínica
ISS (Injury Severity Score)	Severidad de la lesión definida por los tres compartimientos anatómicos más severamente comprometidos según el AIS, elevados al cuadrado.	Cuantitativa continua	1-75	Mediana-RIQ	Historia clínica
Consumo de alcohol etílico previo al ingreso	El paciente al ser atendido en el hospital presenta alteraciones u olor que sugiera ingesta de alcohol	Cualitativa, nominal	0: No 1: Si	Frecuencia absoluta y relativa	Historia clínica
Lesión en extremidad	El paciente presentó una lesión en cualquier extremidad	Cualitativa, nominal	0: No 1: Si	Frecuencia absoluta y relativa	Historia clínica

Tabla 2 Variables exposición

Variable exposición principal					
Variable	Tipo de variable	Definición	Nivel operativo	Medida resumen	Fuente de la variable
Sexo	Atributos biológicos asociados a las características físicas y fisiológicas a nivel cromosómico, hormonal y de caracteres sexuales	Cualitativa nominal	0: Hombre 1: Mujer	Frecuencia absoluta y relativa	Historia clínica

Tabla 3 Variable exposición principal

*En este estudio, se definió como mujeres con protección estrogénica a aquellas menores de 50 años y como sin protección estrogénica a las de 50 años o más, en cuanto a los hombres, todos se consideraron sin protección estrogénica. Esta clasificación se basa en que, de acuerdo con el estudio multicéntrico latinoamericano de Blümel et al, la mediana de edad de la menopausia natural en la población evaluada en Bogotá fue de 49,8 años. Estos hallazgos son coherentes con los reportes del estudio SWAN (Study of Women's Health

Across the Nation), en el cual la mediana ajustada de edad a la menopausia natural en una cohorte multiétnica fue de 51,4 años. El umbral de 50 años se establece como un punto de corte práctico para identificar que, a partir de esa edad, la mayoría de las mujeres ya se encuentran en un estado hipoestrogénico propio de la etapa posmenopáusica.

5.6 RECOLECCIÓN DE LA INFORMACIÓN

5.6.1 REGISTRO Y MANEJO DE LOS DATOS

Una vez se obtuvo la aprobación del Comité de ética en investigación en salud (CEIS) y el comité de ética de ambas instituciones. Se solicitó acceso al registro de trauma del HUV y de la FVL. Estos datos se encriptaron y posteriormente se enviaron al correo institucional del investigador principal para ser almacenados en el computador institucional del investigador principal (Mateo Betancourt Cajiao) bajo contraseña, el cual se encuentra adscrito a la FVL.

5.7 PLAN DE ANÁLISIS

Para el análisis de los datos se utilizó el Software Stata® Versión 18 (Stata Corp., Collage Station, Texas, USA) y R-STUDIO®, las bases de datos del registro de trauma de ambas instituciones se descargaron en formato Excel®, y fueron compiladas en una sola base de datos del mismo formato mediante R-STUDIO®, se depuró la base de datos y con el mismo software se evaluaron los datos faltantes y se realizó imputación múltiple con ecuaciones encadenadas en variables que presentaron menos del 10% de datos faltantes. Posteriormente, se realizó en Stata® Versión 18 y en R-STUDIO® los análisis estadísticos.

5.7.1 EVALUACIÓN DE LA CALIDAD DE LOS DATOS

La calidad de los datos se evaluó con base en las recomendaciones de la dirección general de cómputo y de tecnologías de la información de la Universidad Autónoma de México (103). Empleando las dimensiones de Disponibilidad, usabilidad, confiabilidad, pertinencia y calidad de la presentación.

Disponibilidad

La interfaz en la cual fue recolectada la información facilita la divulgación para ser consultado de forma sencilla. Así mismo cuenta con oportunidad y atemporalidad, ya que los datos representan la realidad, debido a que se recolectaron en un momento cercano al evento por los monitores del registro de trauma.

Usabilidad y pertenencia

La fuente de la cual se obtuvieron los datos es creíble, debido a que proviene de un lugar especializado y es captado por personal entrenado, así mismo estos datos son importantes en el campo de la Cirugía de trauma para desarrollar diversas investigaciones.

Confiabilidad y calidad

Las variables tienen una adecuada definición con el fin de prevenir ambigüedades.

5.7.2 IMPUTACIÓN MÚLTIPLE Y ANÁLISIS UNIVARIADO

Para la evaluación de datos faltantes, en este estudio, se utilizó la técnica de imputación múltiple por ecuaciones encadenadas “Multivariate Imputation by Chained Equations” (MICE) para imputar los datos faltantes (104–106), imputaron variables excluyendo los desenlaces exposición principal (sexo) que tuviesen un porcentaje de datos perdidos inferior al 10%. En este estudio, se asumió que los datos perdidos son valores faltantes al azar ó “missing at random” (MAR), las dos variables con mayor proporción de faltantes no superaron el 6,23%, adicionalmente se realizó una comparación de las variables imputadas frente a las no imputadas mediante análisis estadísticos para evaluar su impacto (107,108).

MICE es una técnica que debido a su capacidad para manejar diferentes tipos de variables (categóricas, continuas y binarias), preservando las relaciones estadísticas entre ellas es idónea para este análisis. A diferencia de métodos simples como el reemplazo por la media o la mediana, que ignoran la estructura de los datos y pueden introducir sesgos, MICE utiliza modelos de regresión

específicos para estimar valores faltantes. Cada variable con datos faltantes se modela en función de las otras variables disponibles en un proceso repetitivo, generando valores plausibles y consistentes con las características reales de los datos. El análisis de los datos faltantes y la imputación por MICE se realizó en R-STUDIO®, ya que permite un mejor análisis de los datos. El método MICE para realizar la imputación utilizó la regresión lineal para variables continuas, regresión logística para variables binarias y regresión multinomial para variables categóricas, así mismo se generaron múltiples conjuntos de datos imputados (al menos 10) para reflejar la incertidumbre, lo que garantiza que los resultados finales incorporen adecuadamente la variabilidad derivada de los datos imputados (104–106).

Las variables categóricas son presentadas en cantidades absolutas y porcentajes, la normalidad de las variables continuas se evaluó mediante la prueba de Kolmogorov Smirnov debido a la cantidad de observaciones, lo cual impidió realizarlo por Shapiro-wilk (109,110). Según el análisis de normalidad, los datos se presentan como media, desviación estándar, mediana o rango intercuartílico (111).

5.7.3 ANÁLISIS BIVARIADO

Para evaluar la relación entre dos variables categóricas se utilizaron tablas de contingencia mediante la prueba de ji cuadrado de Pearson (χ^2) con base en los valores esperados en las tablas de contingencia, mientras que, para comparar variables continuas, se utilizó la suma de rangos de Wilcoxon-Mann-Whitney, debido a la distribución no normal de los datos (112).

Para evaluar la asociación cruda entre el sexo y cada una de las variables resultado, se utilizó la regresión logística simple (113,114).

La regresión logística simple se utilizó como paso previo para analizar el comportamiento de cada variable respecto a las variables resultado y al sexo, permitiendo la construcción de los diferentes modelos de regresión logística múltiple (113–115). Las variables que no cumplían los criterios de confusión y que no se correlacionaron con la variable dependiente ni con el sexo se

incluyeron en el modelo en caso de tener soporte teórico en la literatura que justifique su inclusión lo cual permitió un balance entre la robustez estadística y la pertinencia clínica del modelo.

5.7.4 ANÁLISIS MULTIVARIADO

Regresión logística multivariada

Para evaluar las asociaciones ajustadas entre el sexo y (mortalidad, ingreso a UCI y realización de una amputación), se desarrollaron modelos de regresión logística multivariados. Estos modelos permitieron determinar cómo las diferencias según el sexo se relacionan con la oportunidad de presentar un desenlace específico o recibir una intervención en salud, mientras es controlada por otras variables relevantes (113–115).

Debido a que se buscó realizar un modelo explicativo y no predictivo Para evaluar la asociación entre el sexo y los desenlaces de mortalidad, ingreso a UCI y amputaciones, se realizó un modelo un modelo de regresión logística explicativo, para esto se construyeron modelos de regresión logística multivariable siguiendo el enfoque de selección intencionada de covariables (“purposeful selection”) descrito por Hosmer & Lemeshow y formalizado por Bursac et al (116). En primer lugar, se realizó un análisis univariable de cada predictor y se consideraron candidatas para el modelo aquellas variables con valor de $p < 0,25$. Seguidamente, se ajustó un modelo completo con estos predictores y se eliminaron iterativamente las variables no significativas ($p > 0,10$) siempre que su exclusión no modificara en más de un 15 % los coeficientes de las variables restantes, criterio que permite identificar posibles factores de confusión (116).

Después de cada paso de eliminación, se evaluó la reincorporación de las covariables descartadas inicialmente si actuaban como confusoras (cambio $> 15\%$) o alcanzaban un nivel de significancia $p < 0,15$ en el nuevo ajuste. Este proceso iterativo finalizó con un modelo que incluye únicamente las covariables con relevancia estadística y/o capacidad de controlar confusión en la relación sexo-desenlace. Los odds ratios ajustados (OR) se presentan con sus intervalos

de confianza al 95 % y se consideró significancia estadística para $p < 0,05$ (114,116).

Se analizó la posibilidad de realizar una regresión logística multinivel para evaluar las asociaciones entre el sexo y los desenlaces clínicos e intervenciones en salud debido a la estructura jerárquica de los datos. Esta estructura implica que los pacientes dentro de un hospital pueden no ser independientes entre sí, ya que pueden compartir características relacionadas con el centro de atención. Adicionalmente puede existir un efecto aleatorio a nivel de hospital que no permite capturar las diferencias no observadas entre hospitales públicos y privados. Sin embargo, al contar con una muestra tan grande y pocos “clusters”, ya que el análisis de datos implica sólo dos hospitales, no se realizó la regresión logística multinivel, por lo cual se realizó un análisis con la información de ambos hospitales y otro estratificado por cada hospital.

Multicolinealidad y redundancia

La multicolinealidad se evaluó mediante el cálculo del índice de Tolerancia y el Factor de Inflación de Varianza (VIF) para cada covariable incluida en los modelos, con el fin de no afectar la precisión de las estimaciones de los coeficientes.

Un VIF superior a 10 se consideró indicativo de colinealidad problemática (117–120). Adicionalmente, se evaluó la correlación entre variables continuas utilizando el coeficiente de Pearson o Spearman, dependiendo de la distribución de la variable. Una correlación alta ($r > 0.7$) indicó redundancia. Estas medidas garantizaron la estabilidad de los modelos y la validez de las interpretaciones epidemiológicas (117,119).

CONFUSIÓN Y MODIFICACIÓN DEL EFECTO

Para evaluar la confusión y la modificación del efecto en la asociación entre el sexo y los desenlaces principales, en primer lugar se calculó estimadores de asociación estratificados por sexo mediante el método de Mantel-Haenszel, lo que nos permitió comparar la magnitud de la relación entre el desenlace (mortalidad, ingreso a UCI y amputación) y cada variable clínica o

sociodemográfica en hombres y en mujeres, así como cuantificar el grado de confusión al contrastar dichos estimadores con el estimador global.

Adicionalmente para evidenciar el efecto de la interacción, el modelo de regresión logística múltiple se analizó con un término de interacción entre el sexo y covariables como tipo de hospital, sexo y severidad de la lesión para comprender mejor el modelo y la asociación, mientras era ajustado por los demás factores confusión. (121–124).

Se realizaron estratificaciones según rangos de edad, grados de severidad y tipo de hospital para evaluar el comportamiento según los modificadores del efecto identificados (121–124).

5.7.5 Mortalidad esperada Vs Mortalidad observada

Probabilidad de sobrevida

Se calculó la probabilidad de sobrevida (PS), a partir del TRISS, utilizando los coeficientes del *Major Trauma Outcome Study* (MTOS) evidenciado en la tabla 4 (125–127), utilizando la siguiente formula:

$$PS=1/(1 + e^{-b})$$

Mecanismo	b ₀	b ₁ (RTS*)	b ₂ (ISS)	b ₃ (Edad**)
Cerrado	-1.2470	0.9544	-0.0768	-1.9052
Penetrante	-0.6029	1.1430	-0.1516	-2.6676

*Puntaje codificado para el cálculo de sobrevida (0 a 7.84)

** Edad se codifica como 0 si es <55 años y como 1 si es ≥55 años

Tabla 4 Coeficientes del MTOS para el cálculo de la probabilidad de sobrevida

El valor de “b”, difiere según el mecanismo de trama (penetrante vs cerrado), el cual se calculó con los coeficientes de la tabla 4, utilizando la siguiente fórmula:

$$b= b_0 + b_1 \times \text{RTS} + b_2 \times \text{ISS} + b_3 \times \text{Edad}.$$

Muertes observadas y esperadas

Con base postulado por Flora JD et al, una vez se determinó la probabilidad de sobrevida, las muertes esperadas se calcularon como la sumatoria de las probabilidades individuales de morir $\sum Qi$, cada una se determinó a partir de la probabilidad individual de sobrevida ($Qi= 1-PS$) (126–128)..

Al comparar la mortalidad observada con la esperada, se plantea que la cohorte observada es una muestra aleatoria de una cohorte idéntica a la que origina el TRISS, por lo tanto, debe de tender a cero la diferencia de mortalidad con una tendencia a la distribución normal (126,127). Esto se contrasta calculando el valor de “Z” para la diferencia, mediante la siguiente fórmula:

$$Z = \frac{D - \sum Qi}{\sqrt{\sum PSQi}}$$

En donde “D” es la mortalidad observada, $\sum Qi$ es la mortalidad esperada y $\sum PSQi$ Es la sumatoria del producto de la probabilidad de muerte y la probabilidad de sobrevida de cada persona (126–128). Si se obtiene un valor de Z de 1.96 o más, permite rechazar la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0.05.

Inicialmente se comparó la mortalidad observada con la esperada en toda la cohorte y posteriormente se separará por sexo.

Una vez identificada en toda la cohorte, se estratificó por centro de atención (público vs privado), realizando el mismo procedimiento, inicialmente comparar la mortalidad observada con la esperada sin diferenciar el sexo y posteriormente diferenciando la población de cada hospital según el sexo).

6. CONSIDERACIONES ÉTICAS

Los principios éticos de no maleficencia, beneficencia, autonomía y justicia, postulados por Beauchamp y Childress regirán la presente investigación. Así mismo

el desarrollo siguió estrictamente las normas éticas y legales vigentes como la resolución 8430 de 1993 del Ministerio de Salud de Colombia, las pautas éticas internacionales para la investigación relacionada con la salud en seres humanos y la declaración de Helsinki que garantizaron la protección de los derechos, dignidad y bienestar de los sujetos de investigación.

En esta investigación no se tuvo contacto directo con seres humanos. La información se obtuvo a partir del registro de trauma del Hospital Universitario del Valle Evaristo García E.S.E y el Hospital Universitario Fundación Valle del Lili, el cual se realiza de forma retrospectiva a partir de las historias clínicas de los pacientes por digitadores expertos y autorizados por el comité de ética de las respectivas instituciones.

En cuanto al riesgo de la investigación, aunque la resolución 8430 de 1993 del Ministerio de salud de Colombia en su artículo 12 clasifica esta investigación como “sin riesgo”, siguiendo los lineamientos internacionales para la investigación relacionada con la salud en seres humanos de la CIOMS y otros lineamientos internacionales, se considera esta investigación de riesgo mínimo por potencial pérdida de la confidencialidad.

Con el fin de afrontar este riesgo y proteger la confidencialidad de la información, lo cual implicar no divulgar deliberada o accidentalmente a terceros de forma en que se pueda identificar el individuo, se solicitó a los creadores del registro de trauma generar un código único de identificación para cada sujeto y eliminar cédula, nombres, apellidos y datos de contacto, permitiendo así la encriptación de la información. Esta información esta custodiada para proteger la información, la cual fue enviada por medio de los correos institucionales al correo institucional del investigador principal (mateo.betancourt.ca@fvl.gov.co) y al correo de Universidad del Valle (mateo.betancourt@correounivalle.edu.co) y la cual actualmente, reposa en el computador institucional del investigador principal ubicado en la Clínica Fundación Valle del Lili, el cual cuenta con clave y el software Wolf security by HP. Esta información será almacenada por 10 años posterior a la finalización de la investigación.

Según la declaración de Helsinki, los grupos vulnerables “pueden tener más posibilidades de sufrir abuso o daño accidental”, dentro del registro de trauma se ingresan datos de personas migrantes, en extrema pobreza, privadas de la libertad, menores de edad, mujeres víctimas de violencia contra la mujer y miembros de las fuerzas militares, los cuales se consideran población vulnerable y requieren una protección especial. Sin embargo, en esta investigación no se va a tener contacto directo con seres humanos y el único riesgo, como se mencionó arriba, es el de la potencial pérdida de confidencialidad.

Se realizó una selección equitativa de los registros de los participantes, sin discriminación alguna y determinada por criterios de inclusión y exclusión.

Con el fin de minimizar los riesgos potenciales asociados a conflictos de intereses, se implementará una evaluación independiente de los resultados y la calidad de la información por una persona experta que no pertenezca a ninguna de las dos instituciones, que cuente con el curso de buenas prácticas clínicas y respete los lineamientos éticos determinados en las consideraciones éticas de esta investigación.

Se contó con una proporción favorable riesgo-beneficio, en la que los beneficios potenciales a nivel poblacional exceden los riesgos individuales de los sujetos de estudio, esto bajo los principios de beneficencia y no maleficencia. Además, el investigador principal, tutor y cotutora cuentan con el curso de Buenas Prácticas Clínicas vigente con la finalidad de proteger a los participantes. Lo anterior permite respetar el principio de respeto a las personas, de beneficencia y justicia según la declaración de Belmont.

Los resultados de esta investigación no brindan un beneficio directo a los participantes, sin embargo, tendrá un impacto a nivel social y científico en el ámbito de la cirugía de trauma y emergencia. En particular, los beneficios de esta investigación serán la comprensión de los factores asociados a desenlaces clínicos en pacientes con trauma severo, según el sexo. Esto contribuirá al desarrollo de nuevas intervenciones en salud pública enfocadas en las necesidades particulares protegiendo al sexo que más sea afectado por estos factores y que se logre cumplir

los objetivos planteados en el PDSP 2021-2031 y el Plan estratégico de la OPS 2020-2025.

Una vez finalizada la investigación, se publicarán los resultados inicialmente en la Universidad del Valle al ser presentada como tesis de maestría en epidemiología del estudiante Mateo Betancourt Cajiao. Posteriormente, se publicará los resultados obtenidos en una revista indexada que permita difusión a nivel internacional y por parte de ambas instituciones, con el fin que los pacientes de ambas instituciones logren conocer los resultados.

Aprobación del comité de ética

El presente estudio fue aprobado por el Comité de Ética en Investigación en Salud (CEIS) de la Universidad del Valle y por los comités de ética de las instituciones participantes. Los documentos de aprobación se encuentran en los anexos 12.2 y 12.3.

Declaración de conflicto de interés

El autor y tutor actualmente pertenecen al Hospital Universitario Fundación Valle del Lili y hacen parte del equipo de cirugía de trauma y emergencias en la sección investigativa y asistencial, la co-tutora y el estudiante pertenecen a la Escuela de Salud Pública de la Universidad del Valle, así mismo el estudiante perteneció durante su pregrado al Hospital Universitario del Valle Evaristo García. Se declara que no existen conflictos de interés financiero, personal o de otro tipo que pueda influir en la investigación, sin embargo, en caso de que durante el desarrollo de la investigación o la redacción del trabajo surjan conflictos de interés serán declarados.

Importancia de la investigación

Según el artículo 4 de la resolución 8430 de 1993, “La investigación para la salud comprende el desarrollo de acciones que contribuyan: a) al conocimiento de procesos biológicos y psicológicos de los seres humanos, b) al conocimiento de los vínculos entre las causas de enfermedad, la práctica médica y la estructura social, c) a la prevención y control de los problemas de salud y d) a la producción de insumos para la salud”. Debido a lo anterior esta investigación cumple con las acciones de la investigación para la salud.

7. RESULTADOS

Se obtuvieron los datos de 32.689 pacientes almacenados en el registro de trauma de dos hospitales en la ciudad de Cali, Colombia, uno público y el otro privado entre enero de 2012 y diciembre de 2021, de los cuales 21.875 (67,0%) fueron aportados por el hospital público y 10.814 (33,0%) por el hospital privado. Tras aplicar los criterios de inclusión y exclusión, la muestra final analizada quedó conformada por 20.312 pacientes: 11.463 (56,4%) del hospital público y 8.849 (43,6%) del hospital privado (Figura 5).

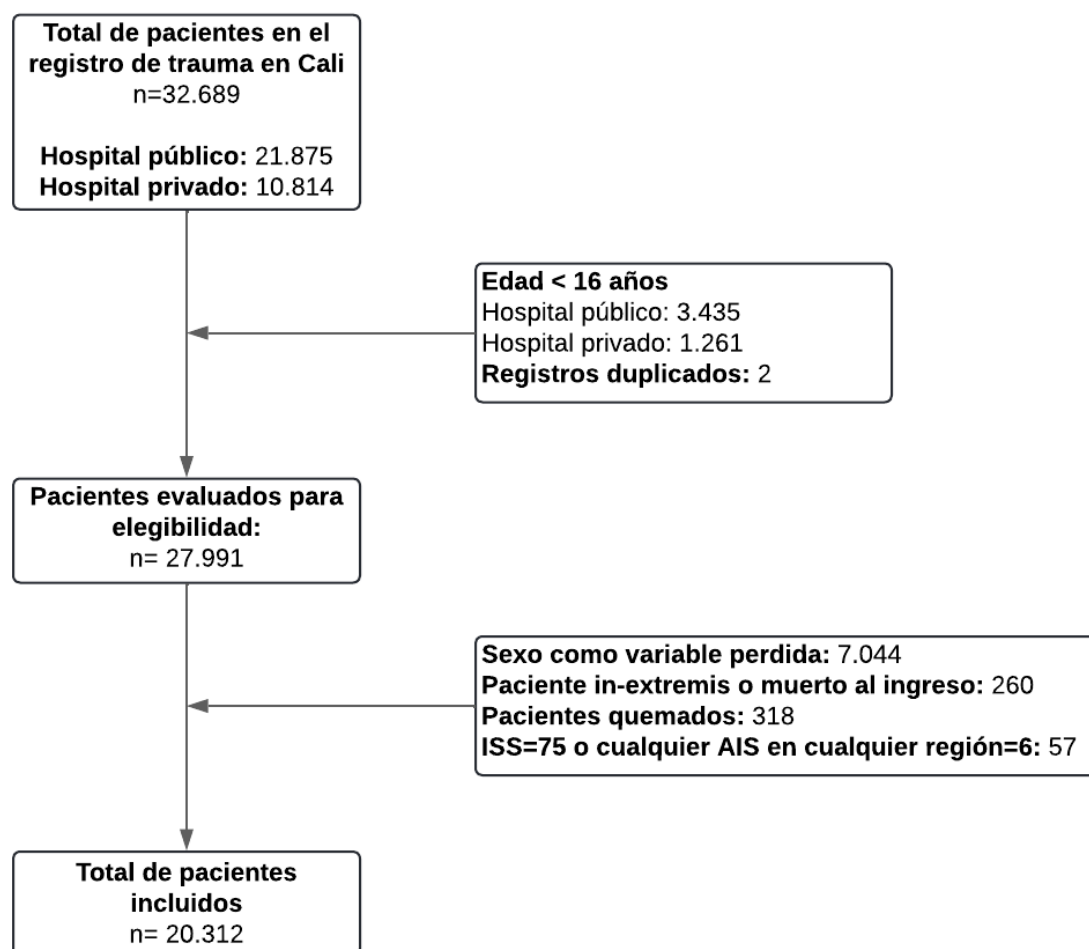


Figura 4 Esquema del proceso de selección de la muestra

7.1 IMPUTACIÓN DE DATOS FALTANTES

Para el manejo de los datos faltantes se utilizó el enfoque de imputación múltiple por ecuaciones encadenadas (MICE) mediante R Studio, siguiendo la metodología de van Buuren y Groothuis-Oudshoorn (108) y las recomendaciones de White et al (129).

En primer lugar, se exploró la magnitud y el patrón de ausentismo en cada variable destacando que “referido” presentaba el mayor porcentaje de datos perdidos (6,23%), seguido de “Tipo de seguro” (6,22%), “Mecanismo de trauma” (3,55%) y otras variables con porcentajes entre 0,32% y 2,91% (Figura 6 y 7). Posteriormente, ejecuté en R Studio el algoritmo MICE para generar *m* conjuntos de datos completos basándome en las distribuciones y relaciones entre variables, y creé nuevas variables con el sufijo “_impu_r” para distinguir los valores imputados.

Una vez realizada la imputación, en Stata 18.0 se realizó un diagnóstico exhaustivo de la calidad de la imputación, para variables continuas comparé estadísticas descriptivas, histogramas, diagramas de cajas y bigotes, funciones de densidad y diferencias absolutas, además de aplicar la prueba de rangos con signo de Wilcoxon y pruebas de igualdad de varianzas, en cambio para variables categóricas evalué tablas de contingencia con chi-cuadrado de Pearson, pruebas de proporciones, diferencias estandarizadas y gráficos de barras comparativos. Estos procedimientos permitieron confirmar la plausibilidad y consistencia de los valores imputados antes de realizar el análisis definitivo.

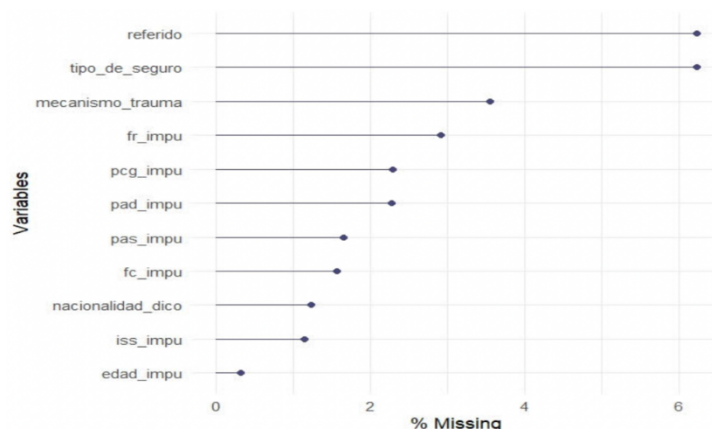


Figura 5 Porcentaje de datos faltantes en cada variable a imputar

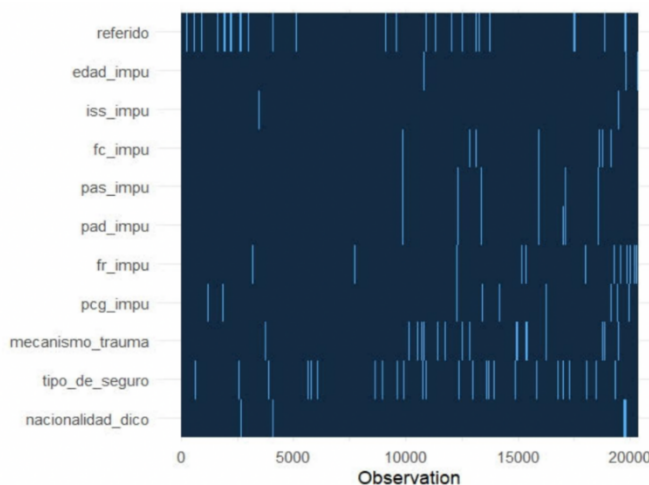


Figura 6 Matriz de patrón de datos faltantes de las variables a imputar

7.2 CARACTERÍSTICAS Y DESENLACES DE LA POBLACIÓN

La cohorte estuvo compuesta por 20.312 pacientes con trauma (76% hombres, 24% mujeres). La mediana de edad fue mayor en mujeres (43 vs 30 años). En cuanto al tipo de hospital, los hombres acudieron más al hospital privado (44,5% vs 40,8%), mientras que las mujeres acudieron más al sector público (59,2% vs 55,6%). Las diferencias en el tipo de afiliación al sistema de salud fueron mínimas al comparar ambos sexos. Las mujeres ingresaron con mayor frecuencia de forma directa, mientras que los hombres tuvieron mayor proporción de ingresos por remisión. Por otra parte, el consumo de alcohol previo al ingreso fue más habitual en hombres (13% vs 5,7%), y la “protección estrogénica” estaba presente en el 57,7% de las mujeres de la cohorte. Los signos vitales al ingreso mostraron diferencias estadísticamente significativas, aunque con medianas similares entre hombres y mujeres. El trauma penetrante fue más frecuente en hombres (43,7% vs 14,5%) y presentaron mayor severidad en las lesiones (Tabla 5).

Variable	Total (n=20.312)	Hombre (n=15.430)	Mujer (n=4.882)	P
Variables sociodemográficas, mediana (IQR)				
Edad	32 (23-50)	30 (22-45)	43 (26-68)	<0,001*
Nacionalidad, n (%)				0,442*
Colombiano	20.202 (99,5)	15.343 (99,4)	4.859 (99,5)	
Extranjero	110 (0,5)	87 (0,6)	23 (0,5)	
Tipo de hospital de atención, n (%)				<0,001*
Privado	8.849 (43,6)	6.859 (44,4)	1.990 (40,8)	
Público	11.463 (56,4)	8.571 (55,6)	2.892 (59,2)	
Tipo de afiliación al sistema de salud, n (%)				0,003*
Régimen subsidiado	7.677 (37,8)	5.887 (38,2)	1.790 (36,7)	
Régimen contributivo	4.039 (19,9)	3.048 (19,8)	991 (20,3)	
SOAT y FOSYGA	6.649 (32,7)	4.966 (32,2)	1.683 (32,7)	
Otro	1.933 (9,5)	1.518 (9,8)	415 (8,5)	
No asegurado	14 (0,1)	11 (0,07)	3 (0,06)	
Características de ingreso al hospital, n (%)				<0,001*
Ingreso directo	9.034 (44,5)	6.414 (41,6)	2.620 (53,7)	
Remitido	11.278 (55,5)	9.016 (58,4)	2.262 (46,3)	
Consumo de alcohol previo al ingreso, n (%)				<0,001*
Si	2.282 (11,2)	2.002 (13)	280 (5,7)	
No	18.030 (88,8)	13.428 (87)	4.602 (94,3)	
Protección estrogénica, n (%)				<0,001*
Con protección estrogénica	2.815 (13,9)	0 (0)	2.815 (57,7)	
Sin protección estrogénica	17.497 (86,1)	15.430 (100)	2.067 (42,3)	
Signos vitales al momento de la admisión en urgencias, mediana (IQR)				
Presión arterial sistólica (mmHg)	120 (110-130)	120 (110-130)	120 (110-131)	<0,001*
Frecuencia cardíaca (lpm)	81 (75-94)	82 (75-96)	80 (75-90)	<0,001*
Frecuencia respiratoria (rpm)	18 (17-20)	18 (16-20)	18 (17-20)	<0,001*
Escala de coma de Glasgow	15 (15-15)	15 (14-15)	15 (15-15)	<0,001*
Revised trauma score	7,84 (7,84 - 7, 84)	7,84 (7,84 - 7, 84)	7,84 (7,84 - 7, 84)	<0,001*
Mecanismo de trauma, n (%)				<0,001*
Trauma penetrante	7.457 (36,7)	6.748 (43,7)	709 (14,5)	
Trauma cerrado	12.855 (63,3)	8.682 (56,3)	4.173 (85,5)	
Severidad de la lesión				<0,001*
Leve (ISS 1-8), n (%)	10.945 (53,9)	7.846 (50,8)	3.099 (63,5)	
Moderado (ISS 9-15), n (%)	5.449 (26,8)	4.138 (26,8)	1.311 (26,8)	
Grave (ISS 16-24), n (%)	2.174 (10,7)	1.892 (12,3)	282 (5,8)	
Severo (ISS ≥ 25), n (%)	1.744 (8,6)	1.554 (10,1)	190 (3,9)	
Injury Severity Score, mediana (IQR)	6 (4-10)	8 (4-13)	4 (2-10)	<0,001*

* Prueba Chi cuadrado de Pearson
 † Prueba U de Mann-Whitney

Tabla 5 Características de la población de toda la cohorte

En la cohorte, la mortalidad intrahospitalaria bruta fue del 8,8% (n=1.790), siendo significativamente mayor en hombres que en mujeres (10% vs 5%). Respecto al ingreso a UCI, ingresaron el 18,7% de los pacientes (n=3.799), con una frecuencia superior en hombres respecto a las mujeres (20,6% vs 12,8%). Finalmente, la amputación (evaluada solo en pacientes con lesión en la extremidad), tuvo una incidencia global del 1,4% (n = 179) y se realizó más en hombres que en las mujeres (1,7% vs 0,6%) (Tabla 6).

Desenlace	Total	Hombre	Mujer	p
Mortalidad intrahospitalaria, n (%)				<0.001*
Si	1.790 (8,8)	1.547 (10)	243 (5)	
No	18.522 (91,2)	13.883 (90)	4.639 (95)	
Ingreso a UCI, n (%)				<0.001*
Si	3.799 (18,7)	3.175 (20,6)	624 (12,8)	
No	16.513 (81,3)	12.255 (79,4)	4.258 (87,2)	
Amputación^Ω, n (%)				<0.001*
Si	179 (1,4)	157 (1,7)	22 (0,6)	
No	12.848 (98,6)	9.237 (98,3)	3.611 (99,4)	

*Prueba Chi cuadrado de Pearson, ^Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad

Tabla 6 Desenlaces principales de toda la cohorte

Al evaluar las características de la población en cada hospital. El reclutamiento fue mayor en el hospital público (n=11.463 vs n=8.849). La mediana de edad resultó inferior en el público tanto en hombres (29 vs 31 años) como en mujeres (39 vs 48 años). En el hospital privado la afiliación contributiva predominó (36,7%) frente al subsidiado (21,8%), mientras que en el público el régimen subsidiado fue claramente dominante (50,1%) y SOAT/FOSYGA ocupó el segundo lugar (40,8%), la atención de “otros” seguros en el público fue extremadamente baja en comparación al privado, lo cual incluye al personal de las fuerzas militares, policía, magisterio, empleados de Ecopetrol y universidades públicas. Las mujeres ingresaron de forma directa con mayor frecuencia en ambos hospitales (51,7% y 56,5%), y los hombres por remisión, siendo esta vía especialmente habitual en el privado (61,2% vs 56,2% en el público). El consumo de alcohol previo al ingreso fue más frecuente en varones y más marcado en el hospital público (14,6% vs 9,6%).

La protección estrogénica se observó en el 61,6% de las mujeres atendidas en el público y en el 52,0% en el privado. Los signos vitales al ingreso mostraron medianas muy similares entre centros y sexos. El trauma penetrante tuvo mayor proporción en el privado (38,4% vs 35,4%), si bien el trauma cerrado siguió siendo el más común en ambos (64,6% vs 61,6%), las lesiones atendidas en el hospital privado fueron de mayor gravedad (mediana ISS 9 vs 4). (Tabla 7).

Variable	Hospital público				Hospital privado			
	Total (n=11.463)	Hombre (n=8.571)	Mujer (n=2.892)	P	Total (n=8.849)	Hombre (n=6.859)	Mujer (n=1.990)	P
Variables sociodemográficas, mediana (IQR)				<0,001[‡]				<0,001[‡]
Edad	31 (22-48)	29 (22-43)	39 (25-64)		33 (24-52)	31 (23-46)	48 (28-73)	
Nacionalidad, n (%)				0,268*				0,931*
Colombiano	11.414 (99,6)	8.531 (99,5)	2.883 (99,7)		8.788 (99,3)	6.812 (99,3)	1.976 (99,3)	
Extranjero	49 (0,4)	40 (0,5)	9 (0,3)		61 (0,7)	47 (0,7)	14 (0,7)	
Tipo de afiliación al sistema de salud, n (%)				0,002*				<0,001*
Régimen subsidiado	5.745 (50,1)	4.262 (49,7)	1.483 (51,3)		1.932 (21,8)	1.625 (23,7)	307 (15,4)	
Régimen contributivo	788 (6,9)	631 (7,4)	157 (5,4)		3.251 (36,7)	2.417 (35,2)	834 (41,9)	
SOAT y FOSYGA	4.682 (40,8)	3.480 (40,6)	1.202 (41,6)		1.967 (22,2)	1.486 (21,7)	481 (24,2)	
Otro	240 (2,1)	191 (2,2)	49 (1,7)		1.693 (19,1)	1.327 (19,4)	366 (18,4)	
No asegurado	8 (0,07)	7 (0,08)	1 (0,03)		6 (0,07)	4 (0,06)	2 (0,10)	
Forma de ingreso al hospital, n (%)				<0,001*				<0,001*
Ingreso directo	5.249 (45,8)	3.754 (43,8)	1.495 (51,7)		3.785 (42,8)	2.660 (38,8)	1.125 (56,5)	
Remitido	6.214 (54,2)	4.817 (56,2)	1.397 (48,3)		5.064 (57,2)	4.199 (61,2)	865 (43,5)	
Consumo de alcohol previo al ingreso, n (%)				<0,001*				<0,001*
Si	1.430 (12,5)	1.252 (14,6)	178 (6,1)		852 (9,6)	750 (10,9)	102 (5,1)	
No	10.033 (87,5)	7.319 (85,4)	2.714 (93,9)		7.997 (90,4)	6.109 (89,1)	1.888 (94,9)	
Protección estrogénica, n (%)				<0,001*				<0,001*
Si	1.781 (15,5)	0 (0)	1.781 (61,6)		1.034 (11,7)	0 (0)	1.034 (52)	
No	9.682 (84,5)	8.571 (100)	1.111 (38,4)		7.815 (88,3)	6.859 (100)	956 (48)	
Signos vitales al momento de la admisión en urgencias, mediana (IQR)								
Presión arterial sistólica (mmHg)	120 (110-128)	120 (110-128)	120 (110-130)	<0,001[‡]	123 (107-138)	123 (107-137)	123 (108-140)	0,621 [‡]
Frecuencia cardíaca (lpm)	80 (74-88)	80 (74-88)	80 (74-85)	0,004[‡]	88 (75-103)	88 (75-104)	87 (76-100)	0,506 [‡]
Frecuencia respiratoria (rpm)	18 (16-19)	18 (16-20)	18 (16-19)	<0,001[‡]	19 (18-21)	18 (18-22)	19 (17-20)	<0,001[‡]
Escala de coma de Glasgow	15 (15-15)	15 (15-15)	15 (15-15)	<0,001[‡]	15 (15-15)	15 (15-15)	15 (15-15)	<0,001[‡]
Revised trauma score	7,84 (7,84 - 7,84)	7,84 (7,84 - 7,84)	7,84 (7,84 - 7,84)	<0,001[‡]	7,84 (7,84 - 7,84)	7,84 (7,84 - 7,84)	7,84 (7,84 - 7,84)	<0,001[‡]
Mecanismo de trauma, n (%)				<0,001*				<0,001*
Trauma penetrante	4.062 (35,4)	3.683 (43)	379 (13,1)		3.395 (38,4)	3.065 (44,7)	330 (16,6)	
Trauma contuso	7.401 (64,6)	4.888 (57)	2.513 (86,9)		5.454 (61,6)	3.794 (55,3)	1.660 (83,4)	
Severidad de la lesión, n (%)				<0,001*				<0,001*
Leve (ISS 1-8)	7.776 (67,8)	5.538 (64,6)	2.238 (77,4)		3.169 (35,8)	2.308 (33,6)	861 (43,3)	
Moderado (ISS 9-15)	2.517 (22)	1.967 (22,9)	550 (19)		2.932 (33,1)	2.171 (31,7)	761 (38,2)	
Grave (ISS 16-24)	760 (6,6)	681 (7,9)	79 (2,7)		1.414 (16)	1.211 (17,7)	203 (10,2)	
Severo (ISS ≥ 25)	410 (3,6)	385 (4,5)	25 (0,9)		1.334 (15,1)	1.169 (17)	165 (8,3)	
Injury Severity Score, mediana (IQR)				<0,001[‡]				<0,001[‡]
	4 (1-9)	4 (2-9)	4 (1-6)		9 (4-17)	9 (5-18)	9 (4-10)	

* Prueba Chi cuadrado de Pearson, ‡ Prueba U de Mann-Whitney

Tabla 7 Características de la población estratificada por hospital

La mortalidad intrahospitalaria en el hospital privado alcanzó el 9,4%, con mayor frecuencia ocurrió en hombres. El ingreso a UCI ocurrió en el 40,9% de los casos, más frecuentemente en hombres (44,0% vs 30,5%). Finalmente, las amputaciones se realizaron en el 2,6% de los pacientes y mayoritariamente

en hombres. Por su parte, en el hospital público, la mortalidad intrahospitalaria fue del 8,4%, significativamente mayor en hombres. El ingreso a UCI fue poco frecuente, con un 1,5%, así mismo más frecuente en hombres (1,8% vs 0,6%). La amputación evaluada solo en pacientes con lesión en alguna extremidad ocurrió en el 0,4% de los pacientes, sin diferencia estadísticamente significativa entre hombres y mujeres (0,5% vs 0,3%) (Tabla 8).

Desenlace	Hospital público				Hospital privado			
	Total, n (%)	Hombre, n (%)	Mujer, n (%)	p	Total, n (%)	Hombre	Mujer, n (%)	p
Mortalidad intrahospitalaria				<0.001*				<0.001*
Sí	960 (8,4)	837 (9,8)	123 (4,3)		839 (9,4)	710 (10,4)	120 (6)	
No	10.503 (91,6)	7.734 (90,2)	2.769 (95,7)		8.019 (90,6)	6.149 (89,6)	1.870 (94)	
Ingreso a UCI				<0.001*				<0.001*
Sí	176 (1,5)	158 (1,8)	18 (0,6)		3.623 (40,9)	3.017 (44)	606 (30,5)	
No	11.287 (98,5)	8.413 (98,2)	2.874 (99,4)		5.226 (59,1)	3.842 (56)	1.384 (69,5)	
Amputación^Ω				0.397*				<0.001*
Sí	31 (0,4)	24 (0,5)	7 (0,3)		148 (2,6)	133 (3,2)	15 (1,0)	
No	7.329 (99,6)	5.165 (99,5)	2.164 (99,7)		5.519 (97,4)	4.072 (96,8)	1.447 (99)	

* Prueba Chi cuadrado de Pearson

Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad

Tabla 8 Desenlaces principales de toda la cohorte estratificado por hospital

7.3 DESENLACES SEGÚN EL SEXO, ESTRATIFICADO POR GRUPOS DE EDAD E ISS EN TODA LA COHORTE Y EN CADA HOSPITAL

En el estrato de 16-44 años la mortalidad intrahospitalaria bruta fue de 9,9% en hombres frente a 3,4% en mujeres, diferencia que se atenuó en los 45-49 años (7,2% vs 3,9%) y en ≥ 50 años (11,2% vs 7,1%). Aunque la brecha disminuyó con la edad, siguió siendo estadísticamente significativa en todos los estratos. Este mismo patrón se observó al analizar el ingreso a UCI, con tasas más altas en el grupo más joven (21,2% vs 14,7%) y diferencias persistentes en el estrato de 45-49 años (17,2% vs 13,1%) y ≥ 50 años (19,2% vs 10,4%), por su parte, la amputación mostró una tendencia similar: 1,9%

en hombres y 0,9% en mujeres < 45 años, 1,1% vs 0% en 45-49 años y 1,1% vs 0,4% en ≥ 50 años, con diferencias significativas en los extremos de edad (Tabla 9).

Desenlace	16 ≤ Edad < 45			45 ≤ Edad < 50			Edad ≥ 50		
	Hombres	Mujeres	p	Hombres	Mujeres	p	Hombres	Mujeres	p
Hospital público y privado									
Total	11.564	2.532		836	283		3.030	2.067	
Mortalidad intrahospitalaria*	1.147 (9,9)	85 (3,4)	0,00	60 (7,2)	11 (3,9)	0,05	340 (11,2)	147 (7,1)	0,00
Ingreso a UCI*	2.450 (21,2)	372 (14,7)	0,00	144 (17,2)	37 (13,1)	0,10	581 (19,2)	215 (10,4)	0,00
Amputación ^Ω *	131 (1,9)	16 (0,9)	0,00	6 (1,1)	0 (0)	0,12	20 (1,1)	6 (0,4)	0,01
Hospital público									
Total	6.533	1.599		452	182		1.586	1.111	
Mortalidad intrahospitalaria*	628 (9,6)	31 (1,9)	0,00	32 (7,1)	4 (2,2)	0,01	177 (11,2)	88 (7,9)	0,00
Ingreso a UCI*	122 (1,8)	5 (0,3)	0,00	9 (2)	3 (1,7)	0,77	27 (1,7)	10 (0,9)	0,07
Amputación ^Ω *	21 (0,5)	5 (0,4)	0,67	1 (0,3)	0 (0)	0,49	2 (0,2)	2 (0,2)	0,93
Hospital privado									
Total	5.031	933		384	101		1.444	956	
Mortalidad intrahospitalaria*	519 (10,3)	54 (5,8)	0,00	28 (7,3)	7 (6,9)	0,90	163 (11,3)	59 (6,2)	0,00
Ingreso a UCI*	2.328 (46,3)	367 (39,3)	0,03	135 (35,2)	34 (33,7)	0,77	554 (38,4)	205 (21,4)	0,00
Amputación ^Ω *	112 (3,7)	11 (1,8)	0,01	5 (2)	0 (0)	0,22	18 (1,9)	4 (0,5)	0,01

^Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad

*n, %

Tabla 9 Desenlaces estratificados según rangos de edad en toda la población y en cada hospital

En términos generales, la mortalidad intrahospitalaria bruta aumentó de forma progresiva con la gravedad de la lesión: 0,6% en pacientes con lesiones leves (ISS 1–8), 5,3% en lesiones moderadas (ISS 9–15), 24,0 % en lesiones severas (ISS 16–24) y 53,2 % en lesiones críticas (ISS ≥ 25). En el hospital privado, las mujeres presentaron una mortalidad bruta superior a la de los hombres en los estratos de lesión leve (0,3% frente a 0,2%), moderada (2,2% frente a 1,4%) y severa (13,3% frente a 12,0 %), aunque ninguna de estas diferencias alcanzó significancia estadística. En el hospital público, las mujeres mostraron una mortalidad mayor que los hombres únicamente en el grupo de lesiones moderadas (12,2 % frente a 9,6 %), diferencia que sí resultó estadísticamente significativa (Tabla 10). El ingreso a UCI en traumas moderados en el hospital privado fue más frecuente en hombres (41,0% vs 30,0%), mientras que, en los demás estratos de severidad, las diferencias por sexo fueron mínimas.

Adicionalmente, se observó un notable mayor ingreso a UCI en el hospital privado frente al público en todos los estratos de ISS (Tabla 10).

En el hospital privado, la incidencia de amputaciones en hombres osciló entre 2,4% y 4,2% a lo largo de todos los estratos de severidad. En contraste, en mujeres alcanzó su punto máximo en lesiones graves ($16 \leq \text{ISS} \leq 24$) con 6,8%, mientras que en ISS 1-8 fue 0,4%, en ISS 9-15 0,7% y en ISS ≥ 25 0%. En el hospital público, las amputaciones en mujeres fueron más frecuentes en las lesiones moderadas (0,7%), sin registrarse casos en ISS ≥ 16 . Por su parte, en hombres las amputaciones fueron más frecuentes en traumas severos (Tabla 10).

Desenlace	1 < ISS ≤ 8			9 ≤ ISS ≤ 15			16 ≤ ISS ≤ 24			ISS ≥ 25		
	Hombres	Mujeres	p	Hombres	Mujeres	p	Hombres	Mujeres	p	Hombres	Mujeres	p
Hospital público y privado												
Total	7.846	3.099		4.138	1.311		1.892	282		1.554	190	
Mortalidad intrahospitalaria*	47 (0,6)	10 (0,3)	0,07	219 (5,3)	84 (6,4)	0,12	455 (24)	61 (21,6)	0,37	826 (53,2)	88 (46,3)	0,07
Ingreso a UCI*	252 (3,2)	93 (3)	0,56	950 (23)	240 (18,3)	0,00	982 (51,9)	160 (56,7)	0,12	991 (63,8)	131 (69)	0,16
Amputación ^Ω *	55 (1)	7 (0,3)	0,00	50 (2,2)	7 (0,7)	0,00	27 (3)	8 (5,4)	0,14	25 (3,8)	0 (0)	0,06
Hospital público												
Total	5.538	2.238		1.967	550		681	79		385	25	
Mortalidad intrahospitalaria*	42 (0,8)	7 (0,3)	0,02	188 (9,6)	67 (12,2)	0,07	310 (45,5)	34 (43)	0,67	297 (77,1)	15 (60)	0,05
Ingreso a UCI*	11 (0,2)	1 (0,04)	0,11	59 (3)	12 (2,2)	0,30	52 (7,6)	3 (3,8)	0,21	36 (9,3)	2 (8)	0,82
Amputación ^Ω *	14 (0,4)	4 (0,2)	0,45	7 (0,7)	3 (0,7)	0,93	1 (0,4)	0 (0)	0,70	2 (1,9)	0 (0)	0,67
Hospital privado												
Total												
Mortalidad intrahospitalaria*	5 (0,2)	3 (0,3)	0,51	31 (1,4)	17 (2,2)	0,13	145 (12)	27 (13,3)	0,59	529 (45,3)	73 (44,2)	0,80
Ingreso a UCI*	241 (10,4)	92 (10,7)	0,84	891 (41)	228 (30)	0,00	930 (76,8)	157 (77,3)	0,86	955 (81,7)	129 (78,2)	0,27
Amputación ^Ω *	41 (2,4)	3 (0,4)	0,00	43 (3)	4 (0,7)	0,00	26 (3,9)	8 (6,8)	0,15	23 (4,2)	0 (0)	0,07

Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad
*n, %

Tabla 10 Desenlaces estratificados según rangos ISS en toda la población y en cada hospital

7.4 ASOCIACIÓN CRUDA ENTRE CADA VARIABLE Y CADA DESENLACE EN TODA LA COHORTE

Mortalidad intrahospitalaria

En regresión logística simple se estimaron los OR crudos para mortalidad intrahospitalaria. Entre los factores asociados con menor odds de muerte destacaron el sexo femenino (OR 0,47; $p<0,001$), la protección estrogénica (OR 0,32; $p<0,001$), el consumo de alcohol previo al ingreso (OR 0,70; $p<0,001$) y la atención en hospital privado (OR 0,88; $p=0,012$). En contraste, ingresar remitido al hospital elevó las odds de muerte (OR 3,61; $p<0,001$), al igual que el trauma penetrante (OR 2,44; $p<0,001$), la afiliación al régimen subsidiado (OR 1,96; $p<0,001$) y al contributivo (OR 1,53; $p=0,001$). Entre los signos vitales, cada latido extra aumentó ligeramente la odds asociado a mortalidad (OR 1,01; $p<0,001$), mientras que cada mmHg adicional de presión arterial sistólica o diastólica se asoció con menor odds de muerte (OR 0,98; $p<0,001$ y OR 0,97; $p<0,001$, respectivamente). Cada punto de más en Glasgow redujo las odds en 31% (OR 0,69; $p<0,001$) y cada punto extra en el ISS elevó la oportunidad de muerte en 16% (OR 1,16; $p<0,001$). Variables como edad (OR 1,002) y afiliación a SOAT/FOSYGA (OR 1,19) no alcanzaron la significancia estadística, pero al tener $p<0,20$, se incluyeron en la construcción inicial del modelo multivariado (Tabla 11).

Ingreso a UCI

Entre los factores asociados a menor odds de ingreso a UCI, destacaron el sexo femenino (OR 0,56; $p<0,001$), atención en hospital público (OR 0,02; $p<0,001$) y afiliación a SOAT/FOSYGA (OR 0,36; $p<0,001$) o al régimen subsidiado (OR 0,55; $p<0,001$). Asimismo, cada año adicional de edad, cada mmHg extra de presión arterial sistólica o diastólica redujo ligeramente las odds (OR 0,99; $p<0,001$, OR 0,99; $p<0,001$, OR 0,97; $p<0,001$) y cada punto adicional en Glasgow las disminuyó en 21% (OR 0,79; $p<0,001$) (Tabla 11).

En cambio, si el paciente ingresa remitido se cuadruplican las odds de ingreso UCI (OR 3,46; $p<0,001$), al igual que el trauma penetrante (OR 1,66; $p<0,001$), la nacionalidad extranjera (OR 2,30; $p<0,001$) y el consumo de alcohol previo (OR 1,31; $p<0,001$). Entre los signos vitales, cada latido extra de la frecuencia cardíaca y cada respiración adicional incrementaron las odds (OR 1,03; $p<0,001$ y OR 1,12; $p<0,001$, respectivamente), y cada punto adicional en el ISS elevó las odds en 17% (OR 1,17; $p<0,001$) (Tabla 11).

Amputación (Sólo en pacientes que presentaron lesión en alguna extremidad)

Entre los factores asociados a menor odds de amputación se encontró asociado el sexo femenino (OR 0,35; $p<0,001$), atención en un hospital público (OR 0,18; $p<0,001$) y afiliación al régimen contributivo (OR 0,40; $p<0,001$), SOAT/FOSYGA (OR 0,27; $p<0,001$) y al régimen subsidiado (OR 0,27; $p<0,001$). Así mismo cada mmHg adicional de presión arterial sistólica (OR 0,99; $p=0,014$) o diastólica (OR 0,98; $p=0,002$) y cada punto más en la escala de Glasgow (OR 0,94; $p=0,011$) las redujeron (Tabla 11).

Por el contrario, ingresar remitido al hospital aumentó las odds de amputación (OR 1,93; $p<0,001$), al igual que el trauma penetrante (OR 2,81; $p<0,001$), al igual que cada punto adicional en el puntaje de AIS en extremidades una lesión en extremidades (OR 3,44; $p<0,001$). Entre los signos vitales, cada latido extra de frecuencia cardíaca (OR 1,03; $p<0,001$), cada respiración adicional (OR 1,05; $p=0,003$) y cada punto extra en el ISS (OR 1,05; $p<0,001$) aumentaron las odds de amputación (Tabla 11).

Variable / Desenlace	Asociación de cada variable con mortalidad			Asociación de cada variable con ingreso a UCI			Asociación de cada variable con Amputación ^Ω		
	OR crudo	IC 95%	p-valor	OR crudo	IC 95%	p-valor	OR crudo	IC 95%	p-valor
Sexo									
Hombre	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Mujer	0,47	(0,40 - 0,54)	0,000	0,56	(0,51 - 0,62)	0,000	0,35 ^Ω	(0,22 - 0,56)	0,000
Edad	1,002	(0,999 - 1,004)	0,064	0,99	(0,992 - 0,996)	0,000	0,98 ^Ω	(0,97 - 0,99)	0,000
Nacionalidad									
Colombiano	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Extranjero	0,38	(0,14 - 1,05)	0,064	2,30	(1,55 - 3,42)	0,000	-	-	-
Consumo de alcohol previo al ingreso									
No	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Sí	0,70	(0,59 - 0,83)	0,000	1,31	(1,18 - 1,46)	0,000	1,20 ^Ω	(0,74 - 1,94)	0,452
Protección estrogénica									
No	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Sí	0,32	(0,26 - 0,40)	0,000	-	-	-	-	-	-
Tipo de hospital									
Privado	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Público	0,88	(0,80 - 0,97)	0,012	0,02	(0,01 - 0,02)	0,000	0,18 ^Ω	(0,12 - 0,26)	0,000
Forma de ingreso al hospital									
Directo	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Remitido	3,61	(3,2 - 4,08)	0,000	3,46	(3,19 - 3,76)	0,000	1,93 ^Ω	(1,41 - 2,63)	0,000
Mecanismo de trauma									
Contuso	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Penetrante	2,44	(2,21 - 2,69)	0,000	1,66	(1,55 - 1,79)	0,000	2,81 ^Ω	(2,09 - 3,78)	0,000
Tipo de afiliación en salud									
Otro	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Contributivo	1,53	(1,23 - 1,91)	0,001	1,03	(0,91 - 1,16)	0,621	0,40 ^Ω	(0,26 - 0,61)	0,000
FOSYGA y SOAT	1,19	(0,96 - 1,47)	0,103	0,36	(0,32 - 0,41)	0,000	0,27 ^Ω	(0,18 - 0,42)	0,000
Subsidiado	1,96	(1,60 - 2,40)	0,000	0,55	(0,49 - 0,62)	0,000	0,27 ^Ω	(0,18 - 0,40)	0,000
No asegurado	1,21	(0,15 - 9,37)	0,851	1,06	(0,33 - 3,40)	0,916	3,08 ^Ω	(0,39 - 24,1)	0,282
Signos vitales y severidad de la lesión									
Frecuencia cardíaca (lpm)	1,01	(1,01-1,02)	0,000	1,03	(1,030 - 1,034)	0,000	1,03 ^Ω	(1,02 - 1,04)	0,000
Presión arterial sistólica (mmHg)	0,98	(0,980 - 0,984)	0,000	0,99	(0,98 - 0,99)	0,000	0,99 ^Ω	(0,98 - 0,99)	0,014
Presión arterial diastólica (mmHg)	0,97	(0,96 - 0,97)	0,000	0,97	(0,973 - 0,977)	0,000	0,98 ^Ω	(0,97 - 0,99)	0,002
Frecuencia respiratoria (rpm)	1,05	(1,04 - 1,06)	0,000	1,12	(1,11 - 1,13)	0,000	1,05 ^Ω	(1,01 - 1,09)	0,003
Escala de coma de Glasgow	0,69	(0,68 - 0,69)	0,000	0,79	(0,78 - 0,80)	0,000	0,94 ^Ω	(0,90 - 0,98)	0,011
Injury Severity Score	1,16	(1,16 - 1,17)	0,000	1,17	(1,16 - 1,17)	0,000	1,05 ^Ω	(1,03 - 1,06)	0,000
AIS extremidades ^Ω	-	-	-	-	-	-	3,44 ^Ω	(2,84 - 4,15)	0,000

^Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad

Tabla 11 Asociación de cada desenlace con cada variable en toda la cohorte

7.5 ASOCIACIÓN CRUDA ENTRE CADA VARIABLE Y CADA DESENLACE EN EL HOSPITAL PÚBLICO

Mortalidad intrahospitalaria

En el hospital público, los factores asociados a menor odds de mortalidad fueron el sexo femenino (OR 0,41; $p < 0,001$), protección estrogénica (OR 0,18; $p < 0,001$), consumo de alcohol previo al ingreso (OR 0,58; $p < 0,001$) y afiliación al SOAT/FOSYGA (OR 0,56; $p = 0,018$). En contraste, los pacientes que ingresaron remitidos presentaron un mayor odds de mortalidad (OR 3,29; $p < 0,001$), al igual que aquellos que presentaron trauma penetrante (OR 3,68; $p < 0,001$) y los afiliados al régimen contributivo (OR 2,31; $p = 0,001$). Por cada punto adicional en el puntaje de ISS los odds de mortalidad aumentaron (OR 1,27; $p < 0,001$), así como por cada año de edad del paciente aumentó ligeramente las odds de mortalidad (OR 1,005; $p = 0,001$) así como cada latido adicional, también las incrementó (OR 1,03; $p < 0,001$). mientras que cada mmHg adicional en la presión arterial sistólica y diastólica las redujo (OR 0,97; $p < 0,001$ y OR 0,95; $p < 0,001$, respectivamente), así como cada punto adicional en la escala de Glasgow (Tabla 12).

Amputación (Sólo en pacientes que presentaron lesión en alguna extremidad)

En regresión logística simple ninguna de las variables analizadas se asoció de forma significativa con menores odds de amputación. En cambio, el trauma penetrante, el ingreso por remisión y cada punto adicional en la escala AIS de extremidades mostraron una asociación significativa con mayores odds de amputación. Otras variables, ISS, edad, frecuencia cardiaca y presión arterial sistólica y diastólica, no alcanzaron significancia estadística, pero presentaron $p < 0,20$, por lo que se incluyeron en la fase inicial del modelo explicativo (Tabla 11).

Variable / Desenlace	Hospital público					
	Asociación de cada variable con mortalidad			Asociación de cada variable con Amputación ^Ω		
	OR crudo	IC 95%	p-valor	OR crudo	IC 95%	p-valor
Sexo						
Hombre	1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Mujer	0,41	(0,33 - 0,49)	0,000	0,71 ^Ω	(0,31 - 1,63)	0,426
Edad	1,005	(1,002 - 1,008)	0,001	0,98 ^Ω	(0,96 - 1,00)	0,127
Nacionalidad						
Colombiano	1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Extranjero	0,46	(0,11 - 19,91)	0,289	-	-	-
Consumo de alcohol previo al ingreso						
No	1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Sí	0,58	(0,45 - 0,73)	0,000	1,40 ^Ω	(0,58 - 3,38)	0,448
Protección estrogénica						
No	1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Sí	0,18	(0,13 - 0,26)	0,000	-	-	-
Forma de ingreso al hospital						
Directo	1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Remitido	3,29	(2,81 - 3,85)	0,000	1,92 ^Ω	(0,94 - 3,91)	0,071
Mecanismo de trauma						
Contuso	1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Penetrante	3,68	(3,20 - 4,23)	0,000	2,87 ^Ω	(1,46 - 5,62)	0,002
Tipo de afiliación en salud						
Otro	1	(Referencia)		1 ^Ω	(Referencia)	
Contributivo	2,31	(1,42 - 3,74)	0,001	0,60 ^Ω	(0,54 - 6,73)	0,685
FOSYGA y SOAT	0,56	(0,35 - 0,90)	0,018	0,51 ^Ω	(0,06 - 4,01)	0,524
Subsidiado	1,11	(0,70 - 1,75)	0,652	0,91 ^Ω	(0,12 - 6,84)	0,934
No asegurado	1,48	(0,17 - 12,69)	0,715	34,14 ^Ω	(1,93 - 603,31)	0,016
Signos vitales y severidad de la lesión						
Frecuencia cardíaca (lpm)	1,03	(1,03-1,03)	0,000	1,01 ^Ω	(0,99 - 1,03)	0,080
Presión arterial sistólica (mmHg)	0,97	(0,97 - 0,97)	0,000	1,01 ^Ω	(0,99 - 1,02)	0,089
Presión arterial diastólica (mmHg)	0,95	(0,95 - 0,96)	0,000	1,02 ^Ω	(0,99 - 1,04)	0,068
Frecuencia respiratoria (rpm)	1,09	(1,07 - 1,11)	0,000	0,95 ^Ω	(0,85 - 1,05)	0,360
Escala de coma de Glasgow	0,63	(0,61 - 0,64)	0,000	0,99 ^Ω	(0,89 - 1,11)	0,969
Injury Severity Score	1,27	(1,26 - 1,29)	0,000	1,03 ^Ω	(0,99 - 1,08)	0,066
ALS extremidades ^Ω	-	-	-	1,82 ^Ω	(1,20 - 2,75)	0,005

Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad

Tabla 12 Asociación de cada variable con mortalidad y realización de amputación en el hospital público

7.6 ASOCIACIÓN CRUDA ENTRE CADA VARIABLE Y CADA DESENLACE EN EL HOSPITAL PRIVADO

Mortalidad intrahospitalaria

En regresión logística simple, el sexo femenino (OR 0,55; $p<0,001$) y la protección estrogénica (OR 0,57; $p<0,001$) se asociaron con menores odds de mortalidad intrahospitalaria. Además, cada mmHg adicional de presión arterial sistólica o diastólica redujo en un 2% las odds de muerte (OR 0,98; $p<0,001$ en ambos casos) y cada punto extra en la escala de Glasgow las disminuyó en un 30% (OR 0,70; $p<0,001$) (Tabla 13).

Por el contrario, ingresar remitido cuadruplicó las odds de mortalidad (OR 4,07; $p<0,001$), el mecanismo penetrante las elevó en 52% (OR 1,52; $p<0,001$), la afiliación a SOAT y FOSYGA aumentó las odds en 118% (OR 2,18; $p<0,001$) y al régimen subsidiado en 209% (OR 3,09; $p<0,001$). Asimismo, cada latido extra de la frecuencia cardíaca incrementó las odds en 0,8% (OR 1,008; $p<0,001$) y cada punto adicional en el ISS las elevó en 16% (OR 1,16; $p<0,001$) (Tabla 13).

Ingreso a UCI

Respecto al ingreso a UCI, los factores asociados a menores odds de ingreso a UCI fueron ser mujer (OR 0,55; $p<0,001$), cada año adicional de edad (OR 0,98; $p<0,001$), cada mmHg extra de presión arterial sistólica o diastólica (OR 0,98; $p<0,001$ en ambos casos) y cada punto adicional en la escala de Glasgow (OR 0,74; $p<0,001$).

Por el contrario, los pacientes que ingresaron remitidos presentaron una mayor oportunidad de ingresar a UCI respecto a los que ingresaron directo (OR 4,49; $p<0,001$), el trauma penetrante elevó las odds en 71% (OR 1,71; $p<0,001$) y el consumo de alcohol previo en 114% (OR 2,14; $p<0,001$). Asimismo, la nacionalidad extranjera aumentó las odds en 82% (OR 1,82; $p=0,020$), ser afiliado al régimen subsidiado, FOSYGA/SOAT y al contributivo lo hicieron en 288% (OR 3,88; $p<0,001$), 40% (OR 1,40; $p<0,001$) y 14% (OR 1,14; $p=0,035$), respectivamente. Cada latido adicional (OR 1,01; $p<0,001$), cada respiración adicional (OR 1,08; $p<0,001$) y cada punto extra en el ISS (OR 1,16; $p<0,001$) también se asociaron con mayores odds de ingreso a UCI (Tabla 13).

Amputación (Sólo en pacientes que presentaron lesión en alguna extremidad)

En regresión logística simple en cada variable y realización de una amputación, el sexo femenino (OR 0,37; $p<0,001$), ser afiliado al régimen contributivo (OR 0,42; $p<0,001$) y al subsidiado (OR 0,56; $p=0,016$) se asociaron con menores odds de amputación. Por el contrario, presentar un trauma penetrante (OR 1,80; $p<0,001$) y cada punto adicional en la escala AIS de extremidades (OR 3,29; $p<0,001$) elevaron las odds de amputación, así como cada latido adicional (OR 1,02; $p<0,001$). Variables como la edad (OR 0,98; $p=0,127$), ingreso mediante remisión de otra institución (OR 1,37; $p=0,064$), ser afiliado a SOAT/FOSYGA (OR 0,66; $p=0,072$), presión arterial diastólica (OR 0,99; $p=0,056$), frecuencia respiratoria (OR 0,99; $p=0,056$), escala de Glasgow (OR 1,04; $p=0,055$) e ISS (OR 1,01; $p=0,061$) presentaron $p<0,20$ y se incluyeron en la fase inicial del modelo explicativo (Tabla 13).

Variable /Desenlace	Hospital privado								
	Asociación de cada variable con mortalidad			Asociación de cada variable con ingreso a UCI			Asociación de cada variable con Amputación ^Ω		
	OR crudo	IC 95%	p-valor	OR crudo	IC 95%	p-valor	OR crudo	IC 95%	p-valor
Sexo									
Hombre	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1	(Referencia)	
Mujer	0,55	(0,45 - 0,67)	0,000	0,55	(0,50 - 0,62)	0,000	0,37 ^Ω	(0,22 - 0,64)	0,000
Edad	0,99	(0,99 - 1,00)	0,365	0,98	(0,98 - 0,98)	0,000	0,98 ^Ω	(0,97 - 0,99)	0,000
Nacionalidad									
Colombiano	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1	(Referencia)	
Extranjero	0,32	(0,07 - 1,33)	0,119	1,82	(1,09 - 3,02)	0,020	-	-	-
Consumo de alcohol previo al ingreso									
No	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1	(Referencia)	
Sí	0,91	(0,70 - 1,16)	0,465	2,14	(1,86 - 2,47)	0,000	0,88 ^Ω	(0,50 - 1,57)	0,687
Protección estrogénica									
No	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1	(Referencia)	
Sí	0,57	(0,43 - 0,71)	0,000	-	-	-	-	-	-
Forma de ingreso al hospital									
Directo	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1	(Referencia)	
Remitido	4,07	(3,37 - 4,90)	0,000	4,49	(4,08 - 4,94)	0,000	1,37 ^Ω	(0,98 - 1,92)	0,064
Mecanismo de trauma									
Contuso	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1	(Referencia)	
Penetrante	1,52	(1,32 - 1,76)	0,000	1,71	(1,57 - 1,87)	0,000	1,80 ^Ω	(1,30 - 2,49)	0,000
Tipo de afiliación en salud									
Otro	1	(Referencia)		1	(Referencia)		1	(Referencia)	
Contributivo	1,20	(0,93 - 1,54)	0,144	1,14	(1,00 - 1,29)	0,035	0,42 ^Ω	(0,27 - 0,65)	0,000
FOSYGA y SOAT	2,18	(1,70 - 2,80)	0,000	1,40	(1,22 - 1,61)	0,000	0,66 ^Ω	(0,42 - 1,03)	0,072
Subsidiado	3,09	(2,42 - 3,93)	0,000	3,88	(3,38 - 4,46)	0,000	0,56 ^Ω	(0,35 - 0,89)	0,016
No asegurado	-	-	-	2,22	(0,44 - 11,05)	0,328	-	-	-
Signos vitales y severidad de la lesión									
Frecuencia cardíaca (lpm)	1,008	(1,005 - 1,011)	0,000	1,01	(1,01 - 1,02)	0,000	1,02 ^Ω	(1,01 - 1,02)	0,000
Presión arterial sistólica (mmHg)	0,98	(0,98 - 0,99)	0,000	0,98	(0,98 - 0,98)	0,000	0,99 ^Ω	(0,98 - 0,99)	0,009
Presión arterial diastólica (mmHg)	0,98	(0,97 - 0,98)	0,000	0,98	(0,97 - 0,98)	0,000	0,99 ^Ω	(0,98 - 1,00)	0,056
Frecuencia respiratoria (rpm)	1,01	(0,99 - 1,03)	0,081	1,08	(1,07 - 1,09)	0,000	0,99 ^Ω	(0,98 - 1,00)	0,056
Escala de coma de Glasgow	0,70	(0,69 - 0,71)	0,000	0,74	(0,73 - 0,75)	0,000	1,04 ^Ω	(0,99 - 1,09)	0,055
Injury Severity Score	1,16	(1,15 - 1,17)	0,000	1,16	(1,16 - 1,17)	0,000	1,01 ^Ω	(0,99 - 1,03)	0,061
AIS extremidades ^Ω	-	-	-	-	-	-	3,29 ^Ω	(2,63 - 4,11)	0,000

Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad

Tabla 13 Regresión logística no ajustada de los desenlaces con cada variable en el hospital privado

7.7 ANÁLISIS DE CONFUSIÓN Y MODIFICACIÓN DEL EFECTO

Para evaluar la presencia de confusión y de modificación del efecto (identificados como * y δ), se realizaron análisis estratificados mediante el método de Mantel-Haenszel (M-H). Para cada variable de interés, se calculó el OR crudo, el OR combinada por M-H y se realizó la prueba de homogeneidad χ^2 (M-H). Se definieron como confusores las variables que presentaron una diferencia absoluta igual o mayor al 15% entre el OR combinada y el OR cruda, incluso en ausencia de heterogeneidad, y que además cumplieron con los criterios teóricos para ser consideradas confusoras (es decir, estar asociadas tanto con la exposición como con el desenlace, pero no formar parte de la cadena causal). Las siguientes tablas presentan en detalle el OR estratificado, el OR de Mantel-Haenszel y los estadísticos χ^2 obtenidos en cada desenlace (Tablas 14, 15, 16).

Mortalidad					
Estrato	OR (mujer vs hombre) (IC 95 %)	OR Crudo (mujer vs hombre) (IC 95 %)	OR (mujer vs hombre) M-H combinado (IC 95 %)	χ²(M-H)	p-valor
Tipo de hospital [†]					
Hospital público	0,41 (0,33 - 0,50)				
Hospital privado	0,55 (0,45 - 0,68)				
Resumen global		0,47 (0,40 - 0,54)	0,47 (0,41 - 0,54)	0,033	0,000
Tipo de ingreso ^δ					
Ingreso directo	0,62 (0,47 - 0,81)				
Remitido	0,49 (0,42 - 0,59)				
Resumen global		0,47 (0,40 - 0,54)	0,53 (0,46 - 0,61)	0,170	0,000
Mecanismo de trauma [*]					
Trauma contuso	0,65 (0,55 - 0,78)				
Trauma penetrante	0,48 (0,35 - 0,65)				
Resumen global		0,47 (0,40 - 0,54)	0,47 (0,41 - 0,54)	0,033	0,000
Consumo de alcohol previo al ingreso					
No consumió	0,44 (0,38 - 0,51)				
Si consumió	0,66 (0,33 - 1,19)				
Resumen global		0,47 (0,40 - 0,54)	0,45 (0,39 - 0,52)	0,202	0,000
Tipo de aseguramiento					
Otro	0,29 (0,13 - 0,58)				
Contributivo	0,52 (0,37 - 0,70)				
FOSYGA / SOAT	0,52 (0,40 - 0,68)				
Subsidiado	0,44 (0,35 - 0,54)				
No asegurado ^δ	0,0 (0,0 - . .)				
Resumen global		0,47 (0,40 - 0,54)	0,47 (0,40 - 0,54)	0,475	0,000
Rangos de edad [*]					
Edad > 15 & < 45	0,31 (0,24 - 0,39)				
Edad >= 45 & < 5	0,52 (0,24 - 1,02)				
>= 50	0,60 (0,49 - 0,74)				
Resumen global		0,47 (0,40 - 0,54)	0,43 (0,37 - 0,50)	0,000	0,000
Severidad de la lesión estratificado ^δ					
ISS 1-8	0,53 (0,24 - 1,07)				
ISS 9-15	1,22 (0,93 - 1,59)				
ISS 16-24	0,87 (0,63 - 1,18)				
ISS >=25	0,76 (0,55 - 1,04)				
Resumen global		0,47 (0,40 - 0,54)	0,95 (0,78 - 1,08)	0,033	0,306
* Modificador del efecto					
δ Confusor					

* Modificador del efecto

^δ Confusor

Tabla 14 Evaluación de factores confusores y modificadores del efecto para mortalidad

Ingreso a UCI					
Estrato	OR (mujer vs hombre) (IC 95 %)	OR Crudo (mujer vs hombre) (IC 95 %)	OR (mujer vs hombre) M-H combinado (IC 95 %)	χ^2 (M-H)	p-valor
Tipo de hospital[†]					
Hospital público	0,33 (0,19 - 0,54)				
Hospital privado	0,55 (0,50 - 0,62)				
Resumen global		0,56 (0,51 - 0,62)	0,54 (0,48 - 0,59)	0,033	0,000
Tipo de ingreso[§]					
Ingreso directo	0,71 (0,60 - 0,85)				
Remitido	0,60 (0,53 - 0,67)				
Resumen global		0,56 (0,51 - 0,62)	0,63 (0,57 - 0,69)	0,079	0,000
Mecanismo de trauma[§]					
Trauma contuso	0,57 (0,50 - 0,63)				
Trauma penetrante	0,92 (0,76 - 1,12)				
Resumen global		0,56 (0,51 - 0,62)	0,64 (0,58 - 0,70)	0,000	0,000
Consumo de alcohol previo al ingreso					
No consumió	0,55 (0,50 - 0,61)				
Si consumió	0,79 (0,56 - 1,09)				
Resumen global		0,56 (0,51 - 0,62)	0,57 (0,52 - 0,63)	0,202	0,000
Tipo de aseguramiento*					
Otro	0,48 (0,36 - 0,64)				
Contributivo	0,66 (0,55 - 0,78)				
FOSYGA / SOAT	0,62 (0,51 - 0,75)				
Subsidiado	0,48 (0,40 - 0,56)				
No asegurado	0,0 (0,0 - 3,06)				
Resumen global		0,56 (0,51 - 0,62)	0,56 (0,51 - 0,62)	0,037	0,000
Rangos de edad[†]					
Edad > 15 & < 45	0,64 (0,56 - 0,72)				
Edad >= 45 & < 5	0,72 (0,47 - 1,07)				
>= 50	0,48 (0,41 - 0,58)				
Resumen global		0,56 (0,51 - 0,62)	0,59 (0,53 - 0,65)	0,000	0,000
Severidad de la lesión estratificado[§]					
ISS 1-8	0,93 (0,72 - 1,19)				
ISS 9-15	0,75 (0,64 - 0,88)				
ISS 16-24	1,21 (0,93 - 1,57)				
ISS >=25	1,26 (0,90 - 1,77)				
Resumen global		0,56 (0,51 - 0,62)	0,91 (0,81 - 1,01)	0,002	0,098
* Modificador del efecto					
§ Confusor					

Tabla 15 Evaluación de factores confusores y modificadores del efecto para ingreso a UCI

Amputación ^Ω					
Estrato	OR ^Ω (mujer vs hombre) (IC 95 %)	OR ^Ω Crudo (mujer vs hombre) (IC 95 %)	OR ^Ω (mujer vs hombre) M-H combinado (IC 95 %)	χ ² (M-H) ^Ω	p-valor ^Ω
Tipo de hospital					
Hospital público	0,71 (0,26 - 1,66)	0,42 (0,25 - 0,66)	0,44 (0,28 - 0,69)	0,203	0,000
Hospital privado	0,37 (0,20 - 0,64)				
Resumen global					
Tipo de ingreso					
Ingreso directo	0,34 (0,14 - 0,73)	0,42 (0,25 - 0,66)	0,44 (0,28 - 0,69)	0,410	0,000
Remitido	0,51 (0,27 - 0,90)				
Resumen global					
Mecanismo de trauma ^δ					
Trauma contuso	0,44 (0,23 - 0,78)	0,42 (0,25 - 0,66)	0,51 (0,32 - 0,81)	0,339	0,000
Trauma penetrante	0,70 (0,27 - 1,52)				
Resumen global					
Consumo de alcohol previo al ingreso					
No consumió	0,41 (0,25 - 0,66)	0,42 (0,25 - 0,66)	0,41 (0,26 - 0,65)	0,959	0,000
Si consumió	0,39 (0,009 - 2,52)				
Resumen global					
Tipo de aseguramiento					
Otro	0,15 (0,01 - 0,61)	0,42 (0,25 - 0,66)	0,42 (0,27 - 0,67)	0,2205	0,000
Contributivo	0,33 (0,08 - 0,94)				
FOSYGA / SOAT	0,81 (0,36 - 1,68)				
Subsidiado	0,42 (0,14 - 1,00)				
No asegurado ⁶	0,0 (0,0 - . .)				
Resumen global					
Rangos de edad ^{δ*}					
Edad > 15 & < 45	0,52 (0,29 - 0,88)	0,42 (0,25 - 0,66)	0,48 (0,30 - 0,75)	0,000	0,000
Edad >= 45 & < 5	0,0 (0,0 - 1,88)				
>= 50	0,43 (0,14 - 1,13)				
Resumen global					
Severidad de la lesión estratificado ^{δ*}					
ISS 0-8	0,30 (0,11 - 0,68)	0,47 (0,40 - 0,54)	0,95 (0,78 - 1,08)	0,033	0,306
ISS 9-15	0,43 (0,16 - 0,97)				
ISS 16-24	1,75 (0,68 - 3,94)				
ISS >=25	0,0 (0,0 - 1,19)				
Resumen global					
* Modificador del efecto					
δ Confusor					
Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad					

* Modificador del efecto

δ Confusor

Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad

Tabla 16 Evaluación de factores confusores y modificadores del efecto para amputación

7.8 ASOCIACIÓN AJUSTADA ENTRE EL SEXO Y LOS PRINCIPALES DESENLACES (MORTALIDAD, INGRESO A UCI Y REALIZACIÓN DE UNA AMPUTACIÓN)

Al realizar el modelo explicativo siguiendo el enfoque de selección intencionada de covariables (“purposeful selection”) descrito por Hosmer & Lemeshow y formalizado por Bursac et al (116), descrito en la sección de métodos para evaluar la asociación entre el sexo y los principales desenlaces, se observó que respecto a la mortalidad intrahospitalaria, el modelo multivariado ajustado sin considerar la protección estrogénica no mostró diferencias entre mujeres y hombres (OR 1,01; IC 95% 0,83-1,23; p=0,866). Al incorporar la protección estrogénica en el ajuste, las mujeres presentaron 1,47 veces la oportunidad de morir que los hombres (OR 1,47; IC 95%

1,12-1,93; p=0,004), revelando el efecto protector de los estrógenos. Para el ingreso a UCI, el modelo ajustado indicó ausencia de asociación con el sexo (OR 0,94; IC 95% 0,83-1,08; p=0,440). Finalmente, en el subgrupo con lesión de extremidad, las mujeres tuvieron un 49 % menos de oportunidad de amputación que los hombres (OR 0,51; IC 95% 0,32-0,83; p=0,007), controlando por variables demográficas, clínicas y de severidad de la lesión. (Tabla 17).

Desenlace	OR ajustado (Hombre Vs Mujer)	(95% IC)	p
Hospital público y privado			
Muerte intrahospitalaria ^σ	1.01	(0.83 - 1.23)	0.866
Muerte intrahospitalaria ^τ	1.47	(1,12 - 1,93)	0,004
Ingreso a UCI	0.94	(0.83 - 1.08)	0.440
Amputación ^Ω	0.51	(0.32 - 0.83)	0.007
Hospital público			
Muerte intrahospitalaria ^σ	0.95	(0.71 - 1.27)	0.749
Muerte intrahospitalaria ^τ	1.46	(1,02 - 2,09)	0,037
Amputación ^Ω	1.13	(0.45 - 2.83)	0.779
Hospital público			
Muerte intrahospitalaria ^σ	1,19	(0.90 - 1.57)	0,214
Muerte intrahospitalaria ^τ	1,64	(1,07 - 2,50)	0,021
Ingreso a UCI	0.98	(0.85 - 1.13)	0.833
Amputación ^Ω	0.40	(0.23 - 0.72)	0.002

OR ajustado: Hombre (Referencia) Mujer (Expuesto)
^σ Ajustado sin tener en cuenta protección estrogénica
^τ Ajustado teniendo en cuenta protección estrogénica
^Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad

Tabla 17 Asociación ajustada entre sexo y desenlaces principales

En el modelo multivariado de mortalidad intrahospitalaria ajustado sin considerar la protección estrogénica se ajustó por sexo (hombre vs **mujer**), edad, tipo de hospital (público vs **privado**), mecanismo de trauma (contuso vs **penetrante**), severidad de la lesión (ISS), frecuencia cardíaca, presión arterial sistólica y puntaje de Glasgow. No se hallaron diferencias significativas entre mujeres y hombres (OR 1,02; IC 95% 0,84-1,24; p=0,864). Cada año de vida incrementó en 3,5 % las odds de mortalidad intrahospitalaria, lo que evidencia que la edad actúa como un factor de riesgo independiente para mortalidad (OR 1,03; IC 95 % 1,03–1,03; p < 0,001). Los pacientes atendidos en el hospital público presentaron 7,90 veces la oportunidad de morir que la de los atendidos en el hospital privado (OR 7,90; IC 95% 6,59-9,48; p < 0,001) (Tabla 18).

Los pacientes con trauma penetrante presentaron 1,93 veces la oportunidad de mortalidad intrahospitalaria que aquellos con trauma contuso (OR 1,93; IC 95 % 1,64–2,28; p < 0,001), cada punto adicional de ISS la incrementó en un 16% las odds de mortalidad (OR 1,16; IC 95% 1,16-1,17; p < 0,001). Cada punto adicional

en la escala de Glasgow se asoció con una disminución del 28% en la odds de mortalidad (OR 0,72; IC 95% 0,70-0,73; $p < 0,001$). La frecuencia cardíaca no se asoció de forma significativa con la mortalidad (OR 0,99; IC 95% 0,99–1,00; $p=0,091$), sin embargo, al presentar $p < 0,1$, se incluyó en el modelo explicativo para ajustar y evaluar con mayor precisión la asociación entre el sexo y la mortalidad. El pseudo- R^2 del modelo fue 0,50 (Tabla 18).

Al incorporar la variable de protección estrogénica en el ajuste, se demostró el efecto protector de los estrógenos y desenmascaró la asociación entre el sexo y la mortalidad, ya que se elimina el beneficio hormonal. Las mujeres presentaron 1,48 veces la oportunidad de morir que la de los hombres (OR 1,48; IC 95% 1,12-1,93; $p = 0,005$), los pacientes con protección estrogénica presentaron unas odds de mortalidad intrahospitalaria un 54 % menores que quienes no la tenían (OR 0,46; IC 95 % 0,31–0,68; $p < 0,001$). El resto de las covariables mantuvieron una asociación similar al modelo ajustado sin protección estrogénica. El pseudo- R^2 de este modelo mejoró a 0,53 (Tabla 18).

Variable	Modelo ajustado para evaluar la asociación entre mortalidad y sexo sin incluir protección estrogénica				Modelo ajustado para evaluar la asociación entre mortalidad y sexo incluyendo protección estrogénica			
	OR crudo (IC 95 %)	OR ajustado (IC 95 %)	Std. err.	p	OR crudo (IC 95 %)	OR ajustado (IC 95 %)	Std. err.	p
Sexo (Mujer) [*]	0,47 (0,40 - 0,54)	1,01 (0,83-1,24)	0,102	0,864	0,47 (0,40 - 0,54)	1,47 (1,12-1,93)	0,203	0,005
Protección estrogénica (Sí) [*]	-	-	-	-	0,32 (0,26 - 0,40)	0,46 (0,31-0,68)	0,092	0,000
Edad	1,00 (0,99 - 1,00)	1,03 (1,03-1,03)	0,002	0,000	1,00 (0,99 - 1,00)	1,03 (1,02-1,03)	0,002	0,000
Tipo de hospital (Público) [*]	0,88 (0,80 - 0,97)	7,90 (6,59-9,48)	0,734	0,000	0,88 (0,80 - 0,97)	7,81 (6,51-9,37)	0,725	0,000
Mecanismo de trauma (Penetrante) [*]	2,44 (2,21 - 2,69)	1,93 (1,64-2,28)	0,161	0,000	2,44 (2,21 - 2,69)	1,89 (1,61-2,23)	0,158	0,000
Injury Severity Score	1,16 (1,16 - 1,17)	1,15 (1,14-1,16)	0,005	0,000	1,16 (1,16 - 1,17)	1,15 (1,14-1,16)	0,005	0,000
Frecuencia cardíaca	1,01 (1,01 - 1,02)	0,99 (0,99-1,00)	0,001	0,091	1,01 (1,01 - 1,02)	0,99 (0,99-1,00)	0,001	0,106
Presión arterial sistólica	0,98 (0,98 - 0,98)	0,99 (0,99-0,99)	0,001	0,012	0,98 (0,98 - 0,98)	0,99 (0,99-0,99)	0,001	0,006
Puntaje en la escala de Glasgow	0,69 (0,68 - 0,69)	0,72 (0,70-0,73)	0,005	0,000	0,69 (0,68 - 0,69)	0,71 (0,70-0,73)	0,005	0,000
Constante (_cons)	-	0,051 (0,030-0,087)	0,0139	0,000	-	0,62 (0,03-0,10)	0,017	0,000
*En negrilla se encuentra la categoría exposición de cada variable				Pseudo R²= 0,50	Pseudo R²= 0,53			

Tabla 18 Modelos ajustados para evaluar la asociación entre sexo y mortalidad en toda la cohorte

En el modelo multivariado, el sexo femenino no se asoció con el ingreso a UCI (OR 0,95; p=0,440). Cada año adicional de edad incrementó ligeramente las odds de ingreso a UCI (OR 1,004; p=0,009). Ser atendido en hospital público redujo drásticamente las odds de ingreso a UCI (OR 0,01; p<0,001), mientras que ingresar remitido a la institución las duplicó (OR 2,01; p<0,001). Los afiliados a los regímenes de salud “otro”, la afiliación al régimen contributivo y los pacientes atendidos por medio del SOAT/FOSYGA disminuyeron las odds de ingreso a UCI (OR 0,83; p=0,021 y OR 0,78; p=0,004), mientras que ser afiliado al régimen subsidiado las elevó (OR 1,39; p<0,001). Cada punto extra de ISS, cada respiración adicional y cada latido incrementaron las odds de ingreso a UCI (OR 1,10; p<0,001; OR 1,04; p<0,001; OR 1,006; p<0,001), mientras que cada mmHg de presión sistólica y cada punto en la escala de Glasgow las redujeron (OR 0,99; p=0,011; OR 0,87; p<0,001). El consumo de alcohol previo al ingreso también aumentó las odds de ingreso a UCI (OR 1,55; p<0,001). El pseudo-R² del modelo fue 0,53 (Tabla 19).

Variable	OR crudo (IC 95 %)	OR ajustado (IC 95 %)	Std. Err.	p
Sexo (Mujer) [*]	0,56 (0,51 - 0,62)	0,95 (0,83 - 1,08)	0,063	0,440
Edad	0,99 (0,99 - 0,99)	1,004 (1,001 - 1,007)	0,001	0,009
Tipo de hospital (Público) [*]	0,02 (0,01 - 0,02)	0,01 (0,01 - 0,02)	0,001	0,000
Forma de ingreso (Remitido) [*]	3,46 (3,19 - 3,76)	2,01 (1,79 - 2,24)	0,115	0,000
Tipo de seguro: Otro (Grupo de referencia)				
Tipo de seguro: Contributivo [*]	1,03 (0,91 - 1,16)	0,83 (0,72 - 0,97)	0,064	0,021
Tipo de seguro: SOAT / FOSYGA [*]	0,36 (0,32 - 0,41)	0,78 (0,66 - 0,92)	0,066	0,004
Tipo de seguro: Subsidiado [*]	0,55 (0,49 - 0,62)	1,39 (1,17 - 1,64)	0,117	0,000
Tipo de seguro: No afiliado [*]	1,06 (0,33 - 3,40)	2,75 (0,42 - 17,80)	2,621	0,288
Injury Severity Score	1,17 (1,16 - 1,17)	1,10 (1,09 - 1,11)	0,004	0,000
Frecuencia respiratoria	1,12 (1,11 - 1,13)	1,04 (1,03 - 1,05)	0,006	0,000
Frecuencia cardíaca	1,03 (1,03 - 1,03)	1,006 (1,004 - 1,009)	0,001	0,000
Presión arterial sistólica	0,99 (0,98 - 0,99)	0,99 (0,99 - 0,99)	0,001	0,011
Puntaje en la escala de Glasgow	0,79 (0,78 - 0,80)	0,87 (0,85 - 0,88)	0,006	0,000
Consumo de alcohol previo al ingreso (Si) [*]	1,31 (1,18 - 1,46)	1,55 (1,32 - 1,83)	0,128	0,000
*En negrilla se encuentra la categoría exposición de cada variable			Pseudo R²= 0,53	

Tabla 19 Modelo ajustado para evaluar la asociación entre sexo e ingreso a UCI en toda la cohorte

Al evaluar la asociación ajustada entre sexo y realización de una amputación, se pudo encontrar que el sexo femenino se asoció con una menor oportunidad de amputación respecto a los hombres con las mismas características por las cuales se ajustó (OR 0,52; p=0,007). Cada año adicional de edad redujo las odds en un 2% (OR 0,98; p=0,001) y llegar remitido al hospital las disminuyó en un 77% (OR 0,23; p < 0,001). En contraste, el trauma penetrante duplicó las odds de amputación (OR 2,18; p < 0,001) y cada punto extra en el AIS para extremidades las triplicó (OR 3,08; p < 0,001). Además, cada respiración adicional redujo las odds en un 4% (OR 0,96; p=0,040) mientras que cada latido extra de la frecuencia cardíaca las elevó en un 1% (OR 1,01; p < 0,001). Sorprendentemente, al ajustar por todas las covariables, cada punto adicional de ISS se asoció con una ligera reducción de las odds (OR 0,97; p = 0,008). El pseudo-R² de este modelo fue 0,19 (Tabla 20).

Modelo ajustado para evaluar la asociación entre el sexo y la realización de amputación ^Ω				
Variable	OR crudo (IC 95 %)	OR ajustado (IC 95 %)	Std. Err.	p
Sexo (Mujer) ^{*Ω}	0,35 (0,22 - 0,56)	0,52 (0,32 - 0,83)	0,126	0,007
Edad (Público) ^{*Ω}	0,98 (0,97 - 0,99)	0,98 (0,97 - 0,99)	0,005	0,001
Hospital (Remitido) ^{*Ω}	0,18 (0,12 - 0,26)	0,23 (0,15 - 0,36)	0,050	0,000
Mecanismo de trauma (Penetrante) ^{*Ω}	2,81 (2,09 - 3,78)	2,18 (1,57 - 3,02)	0,364	0,000
Injury Severity Score ^Ω	1,05 (1,03 - 1,06)	0,97 (0,95 - 0,99)	0,010	0,008
Frecuencia respiratoria ^Ω	1,05 (1,01 - 1,09)	0,96 (0,92 - 0,99)	0,019	0,040
Frecuencia cardíaca ^Ω	1,03 (1,02 - 1,04)	1,01 (1,01 - 1,02)	0,003	0,000
AIS extremidades ^Ω	3,44 (2,84 - 4,15)	3,08 (2,50 - 3,78)	0,324	0,000
Constante (_cons)	-	0,00168 (0,00056-0,00508)	0,0009	0,000
Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad			Pseudo R²= 0,19	

Tabla 20 Modelo ajustado para evaluar la asociación entre sexo y amputación en toda la cohorte

7.9 ASOCIACIÓN AJUSTADA ENTRE EL SEXO Y LOS PRINCIPALES DESENLACES ESTRATIFICADA POR TIPO DE HOSPITAL, RANGOS DE EDAD Y SEVERIDAD DE LA LESIÓN.

Mortalidad

Al estratificar por tipo de hospital y sin ajustar por protección estrogénica, el sexo femenino no presentó asociación con la odds de muerte en el público (OR 0,95; p=0,749) ni en el privado (OR 1,19; p=0,214). Al incluir la protección estrogénica, se evidenció una disparidad significativa en ambos entornos, pero más pronunciada en el privado, en el cual las mujeres tuvieron 1,46 veces la oportunidad de morir que los hombres en el hospital público (OR 1,46; p = 0,037) y 1,64 veces en el privado (OR 1,64; p = 0,021) (Tabla 17).

Ingreso a UCI

Este desenlace se analizó únicamente en el hospital privado, dado que en el hospital público se presentó baja cifra de admisiones a UCI, lo cual resultó no permite estimar la odds con fiabilidad, por su parte en el hospital privado, el sexo no se asoció de forma significativa con la mortalidad (Tabla 17).

Amputación

Al analizar la asociación entre sexo y amputación en pacientes con lesión de extremidades, se observó que en el hospital privado el sexo femenino se asoció con

una reducción significativa en la oportunidad de amputación en comparación con el masculino (OR 0,40; IC 95% 0,23-0,72; $p = 0,002$). Por el contrario, en el hospital público no se encontró una asociación estadísticamente significativa entre el sexo y la oportunidad de amputación (OR 1,13; IC 95% 0,53-2,40; $p = 0,779$) (Tabla 17). Es relevante destacar que, a pesar de que en el hospital privado se atendió a una mayor cantidad de pacientes con lesión en las extremidades (7.329 frente a 5.519 en el público), la incidencia de amputaciones en el hospital privado fue casi 6 veces más que en el hospital público. La incidencia de amputaciones en el hospital público fue de 0,42%, mientras que en el hospital privado alcanzó el 2,61%. Este contraste pudo influir en la ausencia de significancia estadística en el hospital público, dado el bajo número de eventos registrados (Tabla 17).

A continuación, se presentan los hallazgos principales del análisis multivariable, enfocados en la asociación entre el sexo y los desenlaces de mortalidad intrahospitalaria, ingreso a UCI y amputación, estratificados por grupos etarios y tipo de hospital (Tabla 21).

En el análisis estratificado por rangos de edad y tipo de hospital, se observó que en el grupo de 16 a <45 años, las mujeres presentaron una menor oportunidad de mortalidad intrahospitalaria en comparación con los hombres en el hospital público y en toda la cohorte (OR 0,71; $p = 0,041$ y OR 0,55; $p = 0,038$ respectivamente), lo que sugiere un posible efecto protector del sexo femenino en la población joven, efecto no observado en el hospital privado. En el grupo de 45 a <50 años no se identificaron diferencias estadísticamente significativas, probablemente debido a que es un grupo con un tamaño de muestra pequeño con pocos eventos. Sin embargo, en el grupo de edad ≥ 50 años, la tendencia se invierte, con una mayor oportunidad de mortalidad en mujeres respecto a los hombres (OR 1,36; IC 95% 1,04–1,76; $p = 0,021$), lo que podría estar relacionado con la pérdida del efecto protector estrogénico en la edad avanzada e las mujeres, sin embargo, este efecto tampoco se observó en el hospital privado. La ausencia de significancia en el hospital privado puede estar influida tanto por el menor número de eventos en algunos subgrupos, como por diferencias en el perfil de los pacientes y los procesos de atención en el mismo.

En el análisis del desenlace ingreso a Unidad de Cuidados Intensivos (UCI), es fundamental destacar que este se realizó principalmente en el hospital privado debido a la muy baja cantidad de eventos reportados en el hospital público, lo que podría reflejar un subregistro o limitaciones en la admisión a UCI en ese entorno. Por esta razón, los resultados se presentan tanto para toda la cohorte (hospital público y privado) como específicamente para el hospital privado (Tabla 21).

Se identificó que las mujeres jóvenes (16 a <45 años) presentaron una mayor oportunidad de ingreso a UCI en comparación con los hombres del mismo grupo etario en toda la cohorte (OR ajustado 1,33; IC 95% 1,15-1,55; $p < 0,001$), mientras que en el grupo de 50 años o más, las mujeres presentaron menor oportunidad de ingreso a UCI (OR 0,81; IC 95% 0,66-0,99; $p=0,049$), por el contrario al analizarlo en el hospital privado, no se observó diferencias estadísticamente significativas en ambos grupos etarios (Tabla 21). Es importante considerar que la admisión a UCI, como desenlace e intervención, puede estar condicionada por la protección estrogénica o procesos de atención que permitan una sobrevida en las primeras 12 horas, ya que muertes tempranas pueden generar menor cantidad de ingresos a UCI.

En la cohorte total y en el hospital público, no se observaron asociaciones estadísticamente significativas entre el sexo femenino y la oportunidad de amputación en ninguno de los grupos de edad analizados, esto teniendo en cuenta la baja cantidad de eventos en cada grupo, lo que puede afectar el poder estadístico.

En el hospital privado, las mujeres de 16 a <45 años presentaron una oportunidad de amputación significativamente menor que los hombres del mismo grupo etario (OR ajustado 0,49; $p=0,037$), equivalente a una reducción del 51%. Esta diferencia significativa no se observó al analizar toda la cohorte, probablemente porque en el hospital público el número de amputaciones fue bajo y la diferencia entre sexos fue mínima (0,5% en hombres frente a 0,4% en mujeres), lo que puede diluir la asociación en el grupo joven (Tabla 21).

Desenlace	16 ≤ Edad < 45			45 ≤ Edad < 50			Edad ≥ 50		
	OR ajustado	(95% IC)	p	OR ajustado	(95% IC)	p	OR ajustado	(95% IC)	p
Hospital público y privado									
Muerte intrahospitalaria ^σ	0,71	(0,51 – 0,98)	0,041	0,83	(0,31 – 2,17)	0,711	1,36	(1,04 – 1,76)	0,021
Muerte intrahospitalaria ^τ	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ingreso a UCI	1,33	(1,15 – 1,55)	0,000	1,12	(0,69 – 1,82)	0,636	0,81	(0,66 – 0,99)	0,049
Amputación ^Ω	0,61	(0,35 – 1,06)	0,084	-	-	-	0,54	(0,20 – 1,45)	0,224
Hospital público									
Muerte intrahospitalaria ^σ	0,55	(0,31 – 0,96)	0,038	0,19	(0,03 – 1,22)	0,080	1,41	(1,001 – 2,00)	0,049
Muerte intrahospitalaria ^τ	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Amputación ^Ω	1,19	(0,43 – 3,30)	0,732	-	-	-	3,48	(0,40 – 30,13)	0,256
Hospital privado									
Muerte intrahospitalaria ^σ	0,90	(0,60 – 1,35)	0,640	1,84	(0,52 – 6,46)	0,338	1,36	(0,90 – 2,06)	0,140
Muerte intrahospitalaria ^τ	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ingreso a UCI	1,18	(0,98 – 1,42)	0,069	1,24	(0,68 – 2,27)	0,467	0,81	(0,65 – 1,03)	0,091
Amputación ^Ω	0,49	(0,25 – 0,95)	0,037	-	-	-	0,35	(0,11 – 1,13)	0,081

OR ajustado: Hombre (Referencia) Mujer (Expuesto)

^σ Ajustado sin tener en cuenta protección estrogénica, ^τ Ajustado teniendo en cuenta protección estrogénica, ^Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad

Tabla 21 Modelos ajustados para evaluar la asociación entre sexo y los principales desenlaces estratificado por rangos de edad en toda la cohorte y en cada hospital

Al analizar la asociación entre el sexo y los desenlaces principales estratificados por el ISS, se observa que la segmentación en múltiples estratos reduce considerablemente el tamaño de muestra en cada estrato y más importante aún el número de eventos en cada estrato, ya que la mortalidad intrahospitalaria y amputaciones son eventos de baja frecuencia, lo cual compromete el poder estadístico para detectar diferencias significativas entre mujeres y hombres.

En la mayoría de los rangos de severidad, no se identificaron diferencias estadísticamente significativas en la oportunidad de mortalidad entre sexos. Solo en el grupo de trauma grave (ISS 16–24) se observó una mayor oportunidad de muerte en mujeres en la cohorte total (OR 2,71; p = 0,002), pero este hallazgo no se replicó de manera consistente por hospital. La dispersión de la muestra y la baja cantidad de muertes en cada subgrupo hacen que estos resultados deban interpretarse con cautela, ya que pequeñas variaciones absolutas pueden generar fluctuaciones importantes en los estimadores (Tabla 22).

De forma similar, únicamente en el grupo de ISS grave (16–24) se encontró una mayor oportunidad de ingreso a UCI en mujeres en la cohorte total (OR 1,37; p=0,048). Sin embargo, este patrón no fue consistente al analizar por separado los hospitales, reflejando nuevamente el impacto de la segmentación y la baja frecuencia de eventos. Por último, no se observaron asociaciones significativas entre el sexo y la oportunidad de amputación en ningún rango de severidad, tanto en la cohorte global como por hospital. Los OR ajustados se mantuvieron cercanos a 1 y los valores de p elevados, lo que indica limitaciones en el poder estadístico al estratificar por el bajo número de eventos.

Desenlace	1 < ISS ≤ 8			9 ≤ ISS ≤ 15			16 ≤ ISS ≤ 24			ISS ≥ 25		
	OR ajustado	(95% IC)	p	OR ajustado	(95% IC)	p	OR ajustado	(95% IC)	p	OR ajustado	(95% IC)	p
Hospital público y privado												
Muerte intrahospitalaria ^σ	0,54	(0,25 – 1,14)	0,107	1,05	(0,75– 1,46)	0,750	1,16	(0,77 – 1,73)	0,460	0,91	(0,62 – 1,34)	0,662
Muerte intrahospitalaria ^τ	0,38	(0,13 – 1,12)	0,081	1,36	(0,92– 1,99)	0,114	2,71	(1,44 – 5,10)	0,002	1,71	(0,79 – 3,70)	0,172
Ingreso a UCI	1,16	(0,88 – 1,53)	0,284	0,98	(0,82 – 1,18)	0,874	1,31	(1,002 – 1,71)	0,048	1,37	(0,98 – 1,92)	0,063
Amputación ^Ω	0,40	(0,17 – 0,91)	0,030	0,48	(0,20 – 1,15)	0,101	1,39	(0,55 – 3,50)	0,476	-	-	-
Hospital público												
Muerte intrahospitalaria ^σ	0,43	(0,17 – 1,05)	0,067	1,11	(0,76– 1,62)	0,582	1,05	(0,56 – 1,97)	0,871	0,79	(0,24 – 2,58)	0,700
Muerte intrahospitalaria ^τ	0,40	(0,11 – 1,36)	0,145	1,50	(0,96– 2,35)	0,072	4,52	(1,43 – 14,24)	0,010	0,58	(0,08 – 3,78)	0,571
Amputación ^Ω	0,87	(0,26 – 2,87)	0,827	2,38	(0,54 – 10,42)	0,248	-	-	-	-	-	-
Hospital privado												
Muerte intrahospitalaria ^σ	1,32	(0,26 – 6,60)	0,735	1,07	(0,53– 2,16)	0,833	1,15	(0,67 – 1,98)	0,606	0,97	(0,64 – 1,46)	0,898
Muerte intrahospitalaria ^τ	1,12	(0,24 – 5,26)	0,878	1,05	(0,52– 2,10)	0,876	1,25	(0,70 – 2,03)	0,498	0,96	(0,64 – 1,43)	0,850
Ingreso a UCI	1,28	(0,95 – 1,75)	0,103	0,89	(0,72 – 1,10)	0,315	1,23	(0,84 – 1,81)	0,271	0,94	(0,62 – 1,41)	0,773
Amputación ^Ω	0,23	(0,07 – 0,78)	0,019	0,28	(0,09 – 0,85)	0,025	1,44	(0,55 – 3,71)	0,449	-	-	-

OR ajustado: Hombre (Referencia) Mujer (Expuesto)

^σ Ajustado sin tener en cuenta protección estrogénica, ^τ Ajustado teniendo en cuenta protección estrogénica, ^Ω Realizado únicamente en pacientes con lesión en alguna extremidad

Tabla 22 Modelos ajustados para evaluar la asociación entre sexo y los principales desenlaces estratificado por rangos de severidad según ISS en toda la cohorte y en cada hospital

7.10 EVALUACIÓN DE LA COLINEALIDAD

Para evaluar la presencia de colinealidad entre las variables independientes incluidas en el modelo de regresión logística, se calcularon los Factores de Inflación de la Varianza (VIF) mediante una regresión lineal auxiliar que contenía los mismos predictores del modelo.

Según los criterios establecidos por James et al. (2021) en *An Introduction to Statistical Learning*, un $VIF > 10$ indica colinealidad alta y preocupante, mientras que valores entre 5 y 10 se interpretan como colinealidad moderada (130). Valores por debajo de 5 no suelen representar un problema importante para la estimación. Este umbral también ha sido adoptado por Kutner et al. (2005) en *Applied Linear Statistical Models* (131).

En todos los desenlaces (mortalidad con y sin estrógenos, ingreso a UCI y amputación), los VIF individuales oscilaron entre 1,01 y 3,81, y las medias de VIF nunca superaron 1,73. Dado que ningún VIF excedió el umbral conservador de 5, ni mucho menos el de 10. Esto respalda la estabilidad de los coeficientes estimados y la validez de las inferencias realizadas, ya que no existe colinealidad (Tabla 37, 38, 39, 40).

Covariables en el modelo ajustado para la asociación entre sexo y mortalidad, sin incluir protección estrogénica

Variable	Factor de inflación de la varianza
Sexo	1,13
Edad	1,24
Tipo de hospital	1,21
Mecanismo de trauma	1,23
Injury Severity Score	1,78
Frecuencia cardíaca	1,15
Presión arterial sistólica	1,14
Puntaje en la escala de Glasgow	1,48
Factor de inflación de la varianza (Media)	1,30

Tabla 23 VIF del modelo de asociación entre sexo y mortalidad sin ajuste por protección estrogénica

Covariables en el modelo ajustado para la asociación entre sexo y mortalidad, incluyendo protección estrogénica

Variable	Factor de inflación de la varianza
Sexo	3,02
Protección estrogénica	2,90
Edad	1,69
Tipo de hospital	1,21
Mecanismo de trauma	1,23
Injury Severity Score	1,79
Frecuencia cardíaca	1,15
Presión arterial sistólica	1,14
Puntaje en la escala de Glasgow	1,48
Factor de inflación de la varianza (Media)	1,73

Tabla 24 VIF del modelo de asociación entre sexo y mortalidad con ajuste por protección estrogénica

Covariables en el modelo ajustado para la asociación entre sexo e ingreso a UCI	
Variable	Factor de inflación de la varianza
Sexo	1,11
Edad	1,21
Tipo de hospital	1,63
Forma de ingreso al hospital	1,24
Tipo de seguro: Contributivo	2,51
Tipo de seguro: FOSYGA / SOAT	3,49
Tipo de seguro: Subsidiado	3,81
Tipo de seguro: No asegurado	1,01
Injury Severity Score	1,85
Frecuencia cardíaca	1,21
Frecuencia respiratoria	1,16
Presión arterial sistólica	1,13
Puntaje en la escala de Glasgow	1,50
Alcohol	1,02
Factor de inflación de la varianza (Media)	1,70

Tabla 25 VIF del modelo de asociación entre sexo e ingreso a la UCI

Covariables en el modelo ajustado para la asociación entre sexo y amputación	
Variable	Factor de inflación de la varianza
Sexo	1,15
Edad	1,25
Tipo de hospital	1,23
Mecanismo de trauma	1,19
Injury Severity Score	1,43
Frecuencia cardíaca	1,23
Frecuencia respiratoria	1,19
AIS extremidades	1,21
Factor de inflación de la varianza (Media)	1,24

Tabla 26 VIF del modelo de asociación entre sexo y realización de una amputación

7.11 MORTALIDAD OBSERVADA FRENTE A LA ESPERADA

Para valorar el desempeño global de la atención al trauma, se estimó la probabilidad de sobrevivida individual mediante el modelo TRISS, empleando los coeficientes del Major Trauma Outcome Study (MTOS). Posteriormente, se comparó la mortalidad observada (MO) con la mortalidad esperada (ME) para identificar posibles excesos o déficits de mortalidad en la cohorte y sus estratos (127).

En la cohorte general (n = 20.312), la mortalidad observada fue de 8,8%, superando ampliamente la mortalidad esperada de 4,8%. La razón MO/ME fue de 1,81, con un Z-score de 35,45 (IC 95% 1,73–1,90; p < 0,001), lo que indica un exceso de mortalidad estadísticamente significativo (Figura 8). Al analizar por sexo, tanto hombres como mujeres presentaron exceso de mortalidad en hombres, la razón MO/ME fue de 1,83 (MO 10,3% vs ME 5,5%; Z = 34,12; IC 95% 1,74–1,92; p<0,001, y en mujeres fue de 1,69 (MO 5,0% vs ME 2,9%; Z = 10,61; IC 95% 1,49–1,92; p<0,001) (Figura 9). Esto confirma que el exceso de mortalidad es consistente y significativo en ambos sexos (Tabla 27).

En el hospital público, se evidenció el mayor exceso de mortalidad respecto a lo esperado. La mortalidad observada fue de 8,37%, mientras que la esperada se situó en 2,83%, resultando en una razón MO/ME de 2,95 (Figura 10). Este valor indica que la mortalidad registrada en este centro casi triplicó la estimada, diferencia que fue estadísticamente significativa ($Z = 47,02$; IC 95% 2,77–3,15; $p < 0,001$). Al analizarlo por sexo, los hombres presentaron una mortalidad observada de 9,76% frente a una esperada de 3,26% (MO/ME = 2,99), mientras que en las mujeres la mortalidad observada fue de 4,25% y la esperada de 1,55% (MO/ME = 2,74). En ambos casos, el exceso de mortalidad fue significativo, aunque ligeramente menor en mujeres que en hombres, lo que sugiere que, si bien ambos sexos experimentan una mortalidad superior a la prevista, la brecha es algo más marcada en la población masculina (Figura 11) (Tabla 27).

En contraste, el hospital privado mostró un exceso de mortalidad mucho menos pronunciado. La mortalidad observada en este centro fue de 9,37%, frente a una esperada de 7,47%, lo que representa una razón MO/ME de 1,25 ($Z = 9,23$; IC 95% 1,17–1,34; $p < 0,001$) (Figura 10). Al evaluarlo por sexo, los hombres tuvieron una mortalidad observada de 10,35% y una esperada de 8,22% (MO/ME = 1,25), mientras que en las mujeres la mortalidad observada fue de 6,03% y la esperada de 4,93% (MO/ME = 1,22). En ambos hospitales, los hombres presentaron una razón de mortalidad observada frente a la esperada (MO/ME) levemente mayor que las mujeres. Sin embargo, esta diferencia entre sexos es pequeña y no tan relevante cuando se compara con la diferencia mucho más marcada que existe entre el hospital público y el privado (Figura 11) (Tabla 27).

Grupo	Número de pacientes atendidos	Mortalidad observada (MO) n (%)	Mortalidad esperada (ME) n (%)	Razón MO/ME	Z-Score	IC 95%	p-valor
Hospital público + Hospital privado							
Total	20.312	1790 (8,8)	986,34 (4,8)	1,81	35,45	(1,73 – 1,90)	< 0,001
Hombres	15.430	1547 (10,25)	843,30 (5,5)	1,83	34,12	(1,74 – 1,92)	< 0,001
Mujeres	4.882	243 (5)	143,03 (2,9)	1,69	10,61	(1,49 – 1,92)	< 0,001
Hospital público							
Total	11.463	960 (8,37)	324,5 (2,83)	2,95	47,02	(2,77 – 3,15)	< 0,001
Hombres	8.571	837 (9,76)	279,6 (3,26)	2,99	45,53	(2,79 – 3,20)	< 0,001
Mujeres	2.892	123 (4,25)	44,9 (1,55)	2,74	13,64	(2,29 – 3,27)	< 0,001
Hospital privado							
Total	8.849	830 (9,37)	661,8 (7,47)	1,25	9,23	(1,17 – 1,34)	< 0,001
Hombres	6.859	710 (10,35)	563,7 (8,22)	1,25	8,81	(1,17 – 1,35)	< 0,001
Mujeres	1.990	120 (6,03)	98,16 (4,93)	1,22	2,91	(1,02 – 1,46)	0,005

Tabla 27 Comparación entre MO y ME calculada por TRISS utilizando coeficientes de MTOS en toda la cohorte y cada hospital, según sexo.

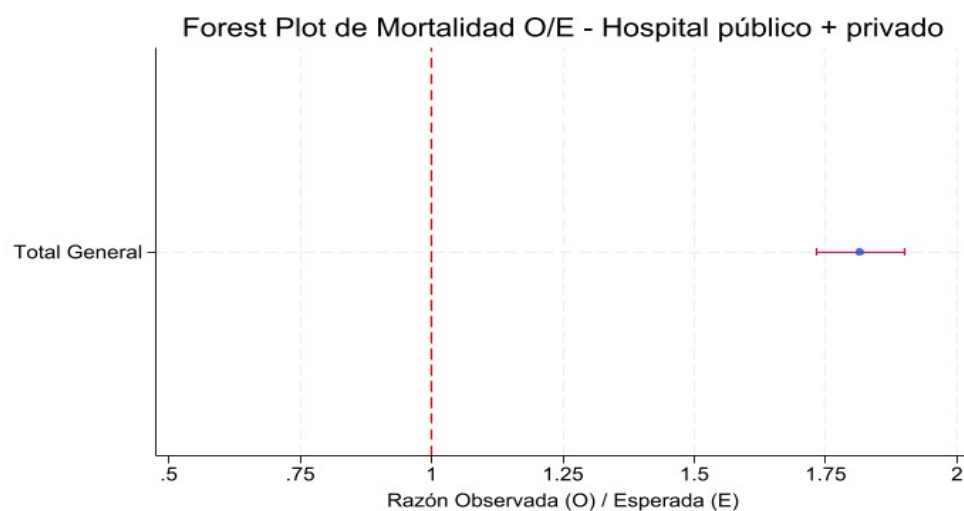


Figura 7 Forest Plot de mortalidad O/E toda la cohorte

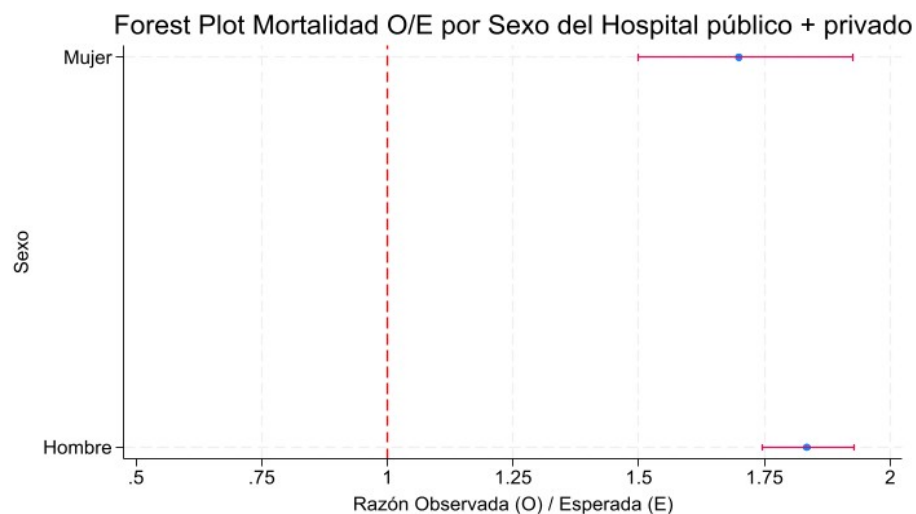


Figura 8 Forest Plot de mortalidad O/E toda la cohorte estratificada por sexo

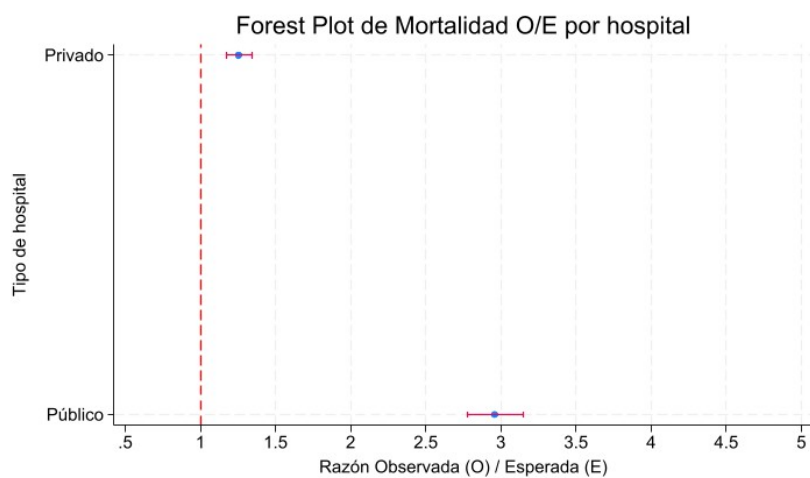


Figura 9 Forest Plot de mortalidad O/E estratificado por hospital

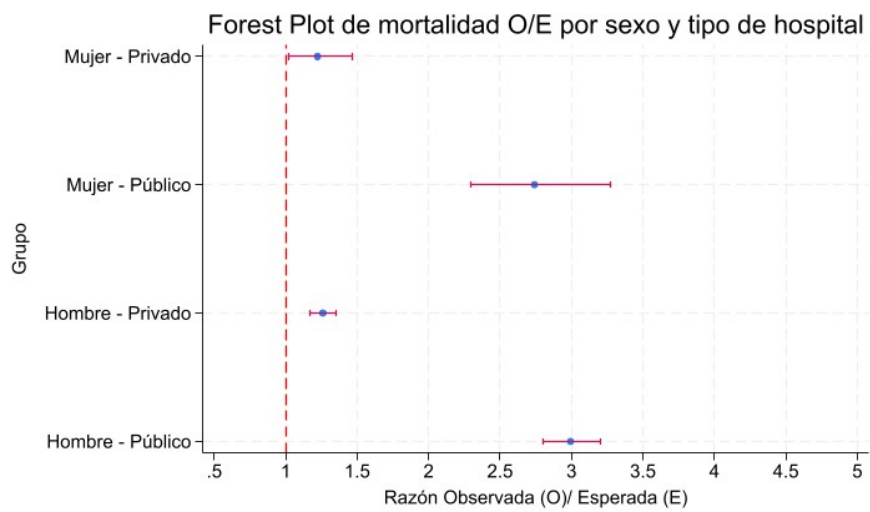


Figura 10 Forest Plot de mortalidad O/E estratificado por hospital y sexo

8. DISCUSIÓN

En la presente discusión se analizan los principales hallazgos de este estudio de cohorte retrospectivo, realizado en dos hospitales de alta complejidad de Cali, Colombia, entre 2012 y 2021. La investigación incluyó 20.312 pacientes mayores de 15 años con trauma, con el objetivo de identificar disparidades en las intervenciones en salud y en los desenlaces clínicos según el sexo, evaluando específicamente la mortalidad intrahospitalaria, el ingreso a UCI y la amputación. Para ello, se emplearon modelos de regresión logística multivariable para la construcción de modelos explicativos y análisis estratificados, controlando factores de confusión y explorando posibles modificadores del efecto, considerando variables clínicas, sociodemográficas, la severidad de la lesión y el tipo de hospital.

A continuación, se discuten en detalle los hallazgos sobre la asociación entre el sexo y cada uno de los desenlaces principales, resaltando las diferencias observadas, sus posibles explicaciones y su relevancia en el contexto local y en comparación con la literatura internacional.

8.1 ANÁLISIS DE LA ASOCIACIÓN ENTRE SEXO Y MORTALIDAD

La influencia del sexo en los resultados del trauma ha sido un área de creciente interés, con hallazgos tanto experimentales en animales como clínicos en humanos que sugieren un dimorfismo sexual significativo en la respuesta y la supervivencia tras una por trauma (28,35,132–134). Gran parte de la literatura ha postulado una ventaja de supervivencia para las mujeres frente a hombres con lesiones equivalentes, un fenómeno atribuido predominantemente a los efectos protectores de las hormonas sexuales femeninas, particularmente los estrógenos (35,132–134). Sin embargo, la evidencia clínica ha arrojado resultados mixtos, con algunos estudios que no encuentran diferencias o incluso sugieren peores resultados para las mujeres en ciertas cohortes (132–134). Este estudio contribuye a esta discusión, al revelar una compleja interacción entre la protección hormonal y otras disparidades según el sexo en el manejo del trauma.

En esta cohorte, no hubo asociación entre el sexo y la mortalidad intrahospitalaria una vez ajustada y sin considerar la protección estrogénica OR 1,01 (IC 95% 0,83 - 1,23 $p = 0.866$) al estratificar por tipo de hospital se mantuvo la falta de asociación.

Este hallazgo inicial, es consistente con algunas investigaciones previas que no lograron establecer una ventaja clara de supervivencia femenina (30,135), sin embargo, algunos de estos estudios no ajustaron factores confusores o no presentaron un tamaño de muestra adecuado para el número de eventos (muertes) necesarios (136).

No obstante, al ajustar por el efecto de la protección estrogénica, los resultados mostraron que las mujeres presentaron mayor oportunidad de mortalidad en toda la cohorte (OR 1,47; IC 95% 1,12 - 1,93 $p = 0,004$), al analizar esta asociación estratificada por tipo de hospital, se mantuvo en ambos hospitales. En el hospital privado se observó que las mujeres tienen 1,64 veces la oportunidad de morir que la de los hombres (OR 1,64; IC 95% 1,07 - 2,50 $p = 0,021$), mientras que en el hospital público es de 1,46 veces la oportunidad de morir que la de los hombres (OR 1,46; IC 95% 1,02 - 2,09 $p = 0,037$),

La variable "protección estrogénica" mantuvo una asociación protectora respecto a la mortalidad con un (OR 0,46; IC 95% 0,31 - 0,68 $p < 0,001$). Este contraste resalta que la aparente no asociación en el análisis ajustado que no incluyó el efecto de protección estrogénica podría deberse a que la ventaja biológica conferida por los estrógenos enmascara un exceso de mortalidad subyacente asociado al sexo femenino que emerge una vez que este efecto protector se controla.

La importancia de las hormonas sexuales en la respuesta al trauma ha sido bien documentada a nivel experimental. Los estrógenos, por ejemplo, han demostrado tener un efecto inmunoprotector que mejora la supervivencia tras el shock hemorrágico y la sepsis postraumática, promoviendo la vasodilatación y protegiendo el corazón (35,132–134). Modelos animales indican que las hembras en proestro, con niveles elevados de estradiol, exhiben una mejor función cardíaca, hepática e inmune, y una mayor resistencia al daño orgánico inducido por trauma-hemorragia (134). Por el contrario, los andrógenos masculinos, como la testosterona, se asocian

con la supresión del sistema inmune, la depresión miocárdica y la promoción de vasoconstricción, lo que puede contribuir a peores resultados (35,132–134,137).

La estratificación por edad en estudios clínicos también ha apoyado la hipótesis hormonal. Haider et al. demostraron que la ventaja de supervivencia femenina es más pronunciada en mujeres en edad hormonalmente activa (13-64 años), con un 14% menos de probabilidades de morir después de un shock traumático severo, y que esta ventaja se pierde en los extremos de edad (preadolescentes o mayores de 65 años) donde los efectos hormonales son menores (35,132). Deitch et al. encontraron que mujeres premenopáusicas y perimenopáusicas tenían niveles iniciales de lactato significativamente más bajos y requerían menos transfusiones a pesar de lesiones más graves, lo que sugiere una mejor respuesta fisiológica al shock (133). Nuestros hallazgos, que demuestran un efecto protector claro de la variable "protección estrogénica", reafirman consistentemente este papel crucial de las hormonas femeninas.

Sin embargo, el aspecto más importante de este estudio es la revelación de una mayor mortalidad femenina una vez que se controla la ventaja estrogénica. Esta observación concuerda con estudios que, si bien encuentran que las mujeres son menos propensas a desarrollar complicaciones intrahospitalarias como neumonía, SDRA, insuficiencia renal aguda, embolia pulmonar y abscesos intraabdominales (132), también sugieren que, si una mujer desarrolla una complicación potencialmente mortal, su riesgo de morir puede ser mayor que el de un hombre con la misma complicación (132,134).

Haider et al. observaron una mayor proporción de pacientes femeninas que murieron por neumonía (10.85%) en comparación con hombres (9.51%), y una mayor odds de muerte para mujeres con complicaciones como ARF o ARDS, incluso después de ajustar por covariables (132).

Las discrepancias en la literatura, que van desde una ventaja femenina hasta la ausencia de diferencias o incluso peores resultados en mujeres (46,132,134), resaltan la complejidad del dimorfismo sexual en el trauma. El estudio de Schoeneberg et al, es un ejemplo notable de resultados contradictorios, reportando

una tasa de mortalidad más alta en pacientes femeninas (36.59%) en comparación con los masculinos (25.4%) en su cohorte general, aunque las mujeres eran mayores y presentaron lesiones cerebrales más graves (46). Sin embargo, en un análisis de pacientes emparejados por ISS, edad y patrón de lesión, no se encontraron diferencias significativas en la mortalidad, aunque las mujeres tuvieron menores tasas de sepsis y estancias más cortas en la UCI. Este estudio también encontró que las mujeres morían antes que los hombres, lo que sugiere una mayor vulnerabilidad en los primeros días post-trauma (46). Estas observaciones se alinean con la hipótesis de este estudio, en la cual se plantea que posiblemente otros factores, más allá de la biología hormonal, pueden influir en el pronóstico de las mujeres. Es llamativo que los estudios no integran factores sociales o comorbilidades que pueden influir en estos resultados.

La explicación de esta disparidad ajustada por sexo femenino, una vez eliminada la ventaja hormonal, es multifactorial. Se sugiere que podrían intervenir diversas disparidades en el proceso de atención, como diferencias en la accesibilidad a la atención, los tiempos de triaje, los protocolos clínicos y el subregistro de comorbilidades. Las diferencias sociodemográficas (como la edad avanzada de las mujeres en algunas cohortes, el tipo de seguro o el mecanismo de lesión), factores sociales, institucionales y biológicos no explorados a profundidad también podrían contribuir a esta disparidad.

Por ejemplo, algunas cohortes muestran que las mujeres tienen una mayor incidencia de lesiones por caídas, mientras que los hombres sufren más accidentes de motocicleta o traumatismos penetrantes (46). En concordancia con estos reportes, en nuestra cohorte se observó que las mujeres presentaron una mayor proporción de trauma contuso en comparación con el trauma penetrante, mientras que en los hombres predominó el trauma penetrante, estas diferencias en el mecanismo de lesión podrían influir en el patrón y la gravedad de las lesiones, así como en la respuesta al trauma.

Un área de investigación emergente, la coagulación evaluada mediante tromboelastografía (TEG), también revela dimorfismos sexuales relevantes. Estudios recientes han mostrado que las mujeres gravemente heridas tienden a

presentar un perfil más hipercoagulable que los hombres, con mayor propagación y fuerza del coágulo, y menor propensión a la hiperfibrinólisis o a tiempos de coagulación activados prolongados. Esta hipercoagulabilidad puede conferir una ventaja de supervivencia en la fase aguda del trauma. Sin embargo, este mismo perfil podría representar un riesgo aumentado de complicaciones trombóticas posteriores, como trombosis venosa profunda (TVP) o tromboembolismo pulmonar (TEP). Es importante señalar que, con un manejo médico adecuado en el periodo postraumático, especialmente mediante tromboprofilaxis oportuna, este riesgo puede ser mitigado eficazmente. Así, aunque la hipercoagulabilidad femenina ofrece ventajas iniciales, su potencial desventaja a largo plazo puede ser controlada clínicamente, equilibrando el beneficio biológico con intervenciones médicas apropiadas (28). Es importante destacar que, a pesar de las diferencias en la coagulación, Coleman et al no encontraron diferencias en la necesidad de transfusión masiva o mortalidad general en su cohorte, sugiriendo que las estrategias de transfusión basadas en TEG podrían mitigar estas diferencias (138).

Dada la naturaleza observacional de este estudio, es esencial que futuras investigaciones adopten un diseño prospectivo que permita la medición de los niveles hormonales (no solo como marcador indirecto de la edad), la caracterización de los perfiles citokinérgicos agudos post-trauma y una estratificación precisa por estado menopáusico (28,133,134). Además, se requieren auditorías de calidad de la atención diferenciadas por sexo para identificar y corregir posibles sesgos en el triaje, los tiempos de atención y los protocolos clínicos (132).

La validación de estos hallazgos y la optimización del efecto protector hormonal podrían también beneficiarse de ensayos clínicos con moduladores selectivos de receptores de estrógeno o antagonistas de andrógenos, como flutamida, que han mostrado promesa a nivel experimental en la mejora de la función inmune y la supervivencia en hombres (26,35,132). Al desentrañar la intrincada red de factores biológicos, sociales e institucionales que influyen en los resultados del trauma por sexo, podremos desarrollar terapias y protocolos de atención más precisos y equitativos que cierren las brechas según el sexo del paciente en el manejo post-traumático de nuestros pacientes.

8.2 ANÁLISIS DE LA ASOCIACIÓN ENTRE SEXO E INGRESO A UCI

El análisis del ingreso a la Unidad de Cuidados Intensivos (UCI) en esta cohorte de pacientes con trauma en Cali evidencia desafíos sustanciales, especialmente al comparar los dos hospitales estudiados. Uno de los hallazgos más llamativos es la muy baja frecuencia de ingresos a UCI en el hospital público, en contraste con el hospital privado, donde la admisión a cuidados intensivos es marcadamente más alta. Esta diferencia limita la evaluación de la asociación en el hospital público.

La baja proporción de ingresos a UCI en el hospital público podría deberse a múltiples factores: subregistro en las bases de datos, limitaciones reales en la disponibilidad de camas o recursos, o diferencias en los criterios institucionales para la admisión a cuidados intensivos. Es posible que algunos pacientes críticos sean manejados en salas que no están formalmente clasificadas como UCI, o que fallezcan antes de ser considerados para dicha intervención, lo que distorsiona la comparación entre instituciones y dificulta la interpretación de los desenlaces. Por tanto, cualquier análisis sobre la asociación entre sexo e ingreso a UCI debe ser interpretado con cautela en este entorno, reconociendo las limitaciones inherentes al diseño retrospectivo y a la calidad de los datos disponibles.

En la cohorte, una vez realizado el ajuste, no se encontró una asociación significativa entre el sexo y la oportunidad de ingreso a UCI (OR 0,94; IC 95% 0,83-1,08; $p = 0,440$). Este hallazgo difiere de lo reportado en múltiples estudios, los cuales han documentado de manera consistente una menor frecuencia de admisión a UCI en mujeres, incluso en presencia de igual o mayor severidad de la enfermedad (139–141). Un estudio en Austria con más de 25,000 pacientes en 31 UCI encontró que los hombres eran más propensos a recibir tratamientos invasivos como ventilación mecánica, uso de vasopresores y manejo de la presión intracraneal, a pesar de una mayor severidad de la enfermedad en mujeres (141). Otro metaanálisis reciente, que incluyó 505.138 pacientes, se reportó una tendencia de mayor puntaje en la severidad de la enfermedad al ingreso a UCI en mujeres (142).

La interpretación del ingreso a UCI como desenlace e intervención es compleja, ya que no solo refleja una decisión médica, sino también la evolución biológica y clínica del paciente. En personas jóvenes, la mayor capacidad fisiológica de resistencia

podría permitirles sobrevivir el tiempo suficiente para ser admitidas a UCI, a diferencia de los pacientes mayores, quienes podrían fallecer antes de ser considerados para esta intervención. En el caso de las mujeres jóvenes, el efecto protector de los estrógenos podría retrasar la aparición de complicaciones fatales, aumentando así la oportunidad de ingreso a UCI. Por el contrario, en mujeres mayores (≥ 50 años), la pérdida del efecto estrogénico podría traducirse en una menor oportunidad de admisión a UCI, ya que podrían fallecer antes de que se considere o se realice esta intervención. Esta complejidad dificulta atribuir las diferencias observadas exclusivamente a factores médicos o biológicos, ya que la evolución clínica previa y la capacidad de resistencia fisiológica también desempeñan un papel crucial.

Algunos estudios, como el de Todorov et al. en Suiza, utilizaron un enfoque bayesiano y encontraron que las mujeres tenían una menor probabilidad de ser admitidas en la UCI independientemente de la gravedad de la enfermedad, siendo esta subutilización más notoria en mujeres jóvenes menores de 45 años y en mujeres mayores de 65 años. Sin embargo, ese mismo estudio encontró que las mujeres con síndrome coronario agudo tenían una mayor probabilidad de ser admitidas en la UCI. En este estudio, las mujeres de 16 a 44 años tuvieron 1.33 veces más probabilidad de ingresar a UCI, mientras que en las mujeres de 50 años o más, esta probabilidad fue un 19% menor, lo cual concuerda con nuestros hallazgos.

En la cohorte que incluyó más de 450.000 pacientes con enfermedades cardiovasculares y neurológicas, las mujeres mostraron menor probabilidad de ingreso en casi todos los diagnósticos evaluados, siendo esta diferencia más pronunciada en las mayores de 65 años (OR 0,94) y también en mujeres menores de 45 años, aunque en este último grupo la diferencia no alcanzó significancia estadística. Curiosamente, para el subgrupo de mujeres con síndrome coronario agudo, la probabilidad de ingreso fue mayor que en los hombres (OR 1,08), lo que sugiere que tanto el diagnóstico como la edad podrían modificar la relación entre sexo y acceso a cuidados intensivos (139).

Los hallazgos de esta investigación refuerzan esta hipótesis, y que, al estratificar por grupos etarios, encontramos que las mujeres entre 16 y 44 años tuvieron un 33% más de probabilidad de ser ingresadas a UCI que los hombres de la misma edad, mientras que en las mujeres de 50 años o más, esta probabilidad fue un 19% menor. Esta variación, poco explorada en la literatura, sugiere que la edad actúa como un modificador del efecto del sexo sobre la probabilidad de admisión, y que una evaluación global no estratificada puede enmascarar asociaciones diferenciales. En este sentido, nuestros resultados podrían estar reflejando una distribución más equitativa del acceso a UCI en nuestras instituciones, o bien una compleja interacción entre edad, diagnóstico, severidad y criterios clínicos que merece ser explorada con mayor profundidad en estudios futuros.

Un estudio en pacientes con traumatismo craneoencefálico grave (TBI), encontró que en el análisis crudo el sexo femenino se asociaba con menores tasas de ingreso a UCI, especialmente entre pacientes mayores de 45 años. Sin embargo, al igual que en nuestros hallazgos ajustados, esta asociación dejó de ser significativa tras controlar por variables clínicas relevantes (34). El sexo femenino no se asoció de manera independiente con la admisión a UCI ni en la cohorte general de TBI ni en los subgrupos por edad o TBI aislado (34). Estos resultados sugieren que, en ciertas poblaciones con trauma, una vez ajustado por severidad de la lesión y otros factores clínicos, las diferencias por sexo en el acceso a cuidados intensivos podrían desaparecer, tal como se observó en los modelos explicativos del hospital privado.

La discusión sobre si estas diferencias reflejan sesgos inconscientes en la toma de decisiones clínicas o si hay factores biológicos subyacentes es recurrente. Merdji et al, destacaron que factores socioculturales, además de sesgos implícitos o explícitos, podrían impulsar las desigualdades según el sexo en la asignación de cuidados intensivos, lo que podría llevar a un retraso en el diagnóstico o incluso a la denegación de atención (140). Aunque un estudio inicial basado en encuestas a médicos suecos no encontró un sesgo según el sexo significativo en la disposición a admitir pacientes en la UCI (143), un trabajo posterior del mismo equipo mostró que los hombres tenían una mayor probabilidad de ser admitidos en la UCI después de un trauma, especialmente en pacientes con lesiones menos graves ($ISS \leq 15$)

(144), lo que podría sugerir una influencia según el sexo que no se explica completamente por la severidad de la lesión.

En esta cohorte el hallazgo de que el sexo no es un factor independiente para el ingreso a UCI después de ajustar por covariables difiere de algunos estudios que encuentran una persistente disparidad (139,141,142). Sin embargo, se alinea con otros que, tras un ajuste riguroso, tampoco encuentran una asociación significativa para el ingreso a UCI en poblaciones específicas de trauma (34).

Los hallazgos de esta investigación sugieren que en el hospital privado, las decisiones sobre ingreso a UCI se basan en criterios clínicos claros y bien fundamentados, sin evidencia de discriminación por sexo. La ausencia de una asociación significativa entre el sexo y la admisión a UCI, tras ajustar por variables clínicas y sociodemográficas, indica que el acceso a cuidados intensivos responde a la condición médica del paciente y no a características demográficas o a prejuicios conscientes o inconscientes del personal médico.

8.3 ANÁLISIS DE LA ASOCIACIÓN ENTRE SEXO Y OPORTUNIDAD DE AMPUTACIÓN

Al analizar si el sexo del paciente se asocia con la realización de amputación cuando tienen lesión en extremidades, se documentó una notable disparidad, las mujeres tuvieron una oportunidad 48% menor de ser amputadas (OR ajustado 0.52; IC 95% 0.32-0.83; $p=0.007$). Sin embargo se analizó la información bajo el supuesto que las decisiones de amputación se basan, en criterios clínicos objetivos como la viabilidad tisular, la severidad de la lesión, el pronóstico funcional y puntuaciones como la escala de MESS (93).

Estos resultados en la cohorte, podría sugerir la influencia de factores fisiopatológicos en la recuperación, como una mejor perfusión tisular, una menor carga muscular que disminuya la presión de compartimiento o una respuesta inmunológica más eficiente en las mujeres (145). Sin embargo, también plantea la posibilidad de que existan diferencias en la toma de decisiones clínicas influenciadas por el sexo del paciente (146). En muchos contextos latinoamericanos, normas como el machismo, que resalta la fortaleza, dominio y rol proveedor del hombre, y

el marianismo, que refuerza la idea de la mujer como sumisa, moralmente superior, autosacrificada y centrada en el hogar, están profundamente arraigadas en la sociedad (147). Estudios sobre la toma de decisiones clínicas en salas de tratamiento muestran prejuicios personales pueden manifestarse en el entorno médico, modulando, incluso de forma inconsciente, las expectativas de los pacientes y el comportamiento del personal de salud (146). Esta influencia cultural representa un riesgo de sesgo en decisiones quirúrgicas críticas, como la amputación, que conllevan una gran discapacidad física y emocional.

En nuestra cohorte, en casos de trauma grave ($ISS \geq 25$) la diferencia en las tasas de amputación entre hombres y mujeres se diluyó ($p = 0,06$), lo que sugiere que ante lesiones de alta urgencia o daño masivo priman los criterios clínicos objetivos por encima de cualquier influencia biológica o sesgo social. Adicionalmente se evidencio que en esta población por cada punto adicional en el ISS, los pacientes presentaron un OR ajustado de 2,18 y por cada punto adicional en el AIS extremidades el OR ajustado fue de 3,08. Por el contrario, en pacientes con traumatismos leves a moderados se hallaron diferencias estadísticamente significativas en el OR ajustado, lo que plantea la posibilidad de que prejuicios del personal de salud influyan en la decisión de amputar. Además, al comparar con la literatura, la incidencia global de amputaciones igual a la de nuestra cohorte (1,4% en lesiones de extremidad) es consistentemente mayor en hombres que en mujeres (148–151).

La edad resultó un factor determinante al analizar la asociación se con amputación en el hospital privado, que concentró el mayor número de procedimientos y por tanto, ofreció un mayor poder estadístico. La mediana de edad fue significativamente superior en mujeres que en hombres (48 vs 31 años; $p < 0,001$). Al estratificar por grupos etarios, observamos que en el rango de 16 a 44 años las mujeres presentaron una reducción del 51 % en las odds de amputación (OR 0,49; IC 95% 0,25-0,95; $p = 0,037$), mientras que en pacientes de mayor edad esa protección dejó de ser significativa.

Estos hallazgos concuerdan con estudios de Finlandia y Austria (149,151), donde las mujeres sometidas a amputación fueron, en promedio, mayores que los hombres en sus respectivas cohortes. Este patrón sugiere que factores biológicos

posiblemente vinculados con un perfil vascular o metabólico más favorable en mujeres jóvenes podrían modular la progresión de la isquemia y retrasar la necesidad de amputación, aunque el papel exacto de la protección estrogénica y otros mecanismos fisiopatológicos (149), pero comprobar esto en la práctica clínica requiere confirmación en estudios prospectivos.

En síntesis, estos hallazgos que reflejan una menor oportunidad de amputación en las mujeres tras ajustar por variables clínicas y sociodemográficas y estratificar por gravedad del trauma, tipo de hospital y edad, sugieren que, aunque la decisión de amputar se fundamenta en criterios clínicos objetivos, los estereotipos según el sexo pueden influir de manera significativa en los casos de trauma leve o moderado, mientras que dicha influencia se atenúa a medida que aumenta la severidad de la lesión.

8.4 MORTALIDAD OBSERVADA VERSUS MORTALIDAD ESPERADA

Los hallazgos de esta investigación revelan una discrepancia estadísticamente significativa entre la mortalidad observada (MO) y la mortalidad esperada (ME) calculada mediante el método (TRISS) utilizando los (MTOS) (127).

El (TRISS) es una herramienta estandarizada que integra edad, parámetros fisiológicos (RTS) y severidad anatómica (ISS) en una función logística diferenciada para trauma cerrado y penetrante, cuyos coeficientes se derivaron del Major Trauma Outcome Study (MTOS) de los años ochenta. Es considerado el “estándar de oro” y ha demostrado una elevada capacidad discriminativa $AUC\ ROC > 0,90$ en la mayoría de los estudios y más exactamente en Cali, Colombia se encontró una capacidad discriminativa de $AUC\ ROC = 0,9255$, adicionalmente su sensibilidad es superior al 95 % para predecir la supervivencia (126,127,152–154).

En cuanto a su especificidad para detectar mortalidad real es más limitada, lo que ocasiona una mayor tasa de falsos positivos al estimar muertes esperadas, sin embargo, este sesgo no invalida el método, pues el cálculo de la mortalidad esperada ($Q_i = 1 - P_s$) y su comparación con las muertes observadas mediante estadísticos como el $Z = (D - \sum Q_i) / \sqrt{\sum (P_s \cdot Q_i)}$ o el W-score incorpora la varianza de

cada predicción y permite evaluar rigurosamente el desempeño de un centro frente a un estándar internacional. Además, la recalibración regional de los coeficientes tal como se ha hecho en Ontario mejora la calibración sin sacrificar la discriminación, reforzando la validez del TRISS para comparar mortalidad observada y esperada en contextos locales.(126,127,155).

En el estudio de García en cuatro hospitales de Cali ($n = 917$), la mortalidad observada (15,5 %) superó la esperada (11,6 %), con una razón MO/ME de 1,34 ($Z=6,64$; $p < 0,01$); este exceso se concentró exclusivamente en el Hospital 1 (MO 31,9 % vs ME 19,0 %; MO/ME = 1,68; $Z = 8,31$; $p < 0,01$), sin diferencias en los otros tres centros de menor complejidad (126). Por el contrario, en nuestra cohorte de 20.312 pacientes atendidos entre 2012 y 2021 en dos hospitales de alta complejidad, la mortalidad observada global fue de 8,8 % frente a una esperada de 4,8 % (MO/ME = 1,81; $Z = 35,45$; $p < 0,001$), con exceso significativo tanto en el hospital público (MO/ME = 2,95; $Z = 47,02$; $p < 0,001$) como en el privado (MO/ME = 1,25; $Z = 9,23$; $p < 0,001$).

La tabla de la cohorte participante en este estudio revela que el hospital público atiende pacientes más jóvenes (mediana de edad 31 vs 33 años) y con menor severidad promedio (68 % con ISS 1-8), mientras que el privado recibe un mayor porcentaje de traumatismos graves (49 % con ISS ≥ 9). A pesar de esta menor complejidad, la razón MO/ME triplica la esperada en el público frente a un aumento de solo 25 % en el privado. Este hallazgo sugiere que, más allá del perfil clínico, factores organizativos como demoras prehospitalarias, adherencia parcial a protocolos ATLS, activación inconsistente de equipos multidisciplinarios y limitaciones en camas de UCI y personal de cuidados críticos podrían estar generando un aumento desproporcionado de la mortalidad observada, incluso en pacientes de bajo ISS. Sin embargo, otro factor importante es el estado de salud con el cual ingresan los pacientes al hospital público, ya que al ingresar pacientes con una condición socioeconómica más baja, respecto al privado, podrían presentar un estado de salud más deteriorado que genere mayor dificultad de recuperarse del trauma.

Al estratificar por sexo, los hombres presentaron una razón MO/ME de 1,83 ($Z = 34,12$; $p < 0,001$) y las mujeres de 1,69 ($Z = 10,61$; $p < 0,001$). En el hospital público estas cifras ascendieron a 2,99 en varones y 2,74 en mujeres ($\Delta = 0,25$), mientras que en el privado fueron 1,25 vs 1,22 ($\Delta = 0,03$). Esta brecha marcada por la diferencia en la razón de MO/ME en cada centro entre los sexos y la cual más amplia en el hospital público evidencia posibles sesgos inconscientes en el triaje, la priorización de recursos críticos, que podrían retrasar la atención de las pacientes femeninas pese a presentar menor severidad e incluso podría correlacionarse por lo descrito anteriormente en la literatura respecto a que las lesiones en las mujeres pueden ser subclasificadas frente a los hombres (23,60).

La disponibilidad y gestión de hemoderivados cobran especial relevancia en el trauma grave, la reanimación hemostática y en particular poder ofrecer transfusión masiva rápida es esencial, por lo cual si no se cuenta con un inventario suficiente y protocolos logísticos que lo aseguren y que se generen demoras en la liberación de sangre pueden elevar notablemente la mortalidad. Asimismo, la sorprendente proporción de muertes con $ISS \leq 8$ en el hospital público sugiere deficiencias en el manejo de complicaciones iniciales y en los programas de monitorización de bajo riesgo.

Para reducir esta brecha, recomendamos auditar sistemáticamente cada caso con $MO/ME > 1$, implementar mejoras en la cadena transfusional, asegurando stock 24/7 y ajustar protocolos que permitan tiempos de respuesta cortos, así como fortalecer la coordinación del sistema de trauma municipal y ofrecer capacitación continua en resucitación inicial y activación de equipo de trauma, no solo para estos centros, sino de toda la ciudad, ya que pueden representar una problemática subyacente, ya que estos centros son los de mayor experiencia en el manejo de trauma en la ciudad. Además, es fundamental revisar y homogeneizar los criterios de triaje, incorporar sistemas de alerta temprana para complicaciones en pacientes con $ISS \leq 8$ y realizar talleres de sensibilización en perspectiva según el sexo del paciente. Estas acciones, orientadas a la mejora de procesos y equidad, podrían reducir de forma sostenida la diferencia entre la mortalidad observada y la esperada.

Esto se encuentra soportado ya que existen casos donde la implementación de mejoras en la atención o establecer protocolos de atención según guías de ATLS en centros de trauma ha resultado en una mortalidad observada menor que la esperada. Un estudio en Corea del Sur, evaluando la mortalidad en pacientes con trauma mayor después del establecimiento de un centro de trauma de Nivel I, demostró una reducción significativa de la mortalidad (156).

En conclusión, incluso en hospitales de alta complejidad, la mortalidad observada supera de forma consistente la predicha por TRISS y una brecha intersexo significativa. Este escenario exige optimizar los procesos organizativos de cada institución, desde la reducción de demoras prehospitales y la homogeneización de protocolos de triaje hasta la capacitación continua y la incorporación de perspectivas de equidad según el sexo. Solo así podremos reducir progresivamente la discrepancia entre la mortalidad observada y la esperada, avanzando hacia un modelo de atención en trauma más seguro, justo y basado en la evidencia.

8.5 HALLAZGOS GENERALES

El análisis de 20.312 pacientes traumatizados atendidos en dos hospitales de alta complejidad de Cali mostró que 53,9% de los ingresos correspondió a traumas de baja severidad (ISS 1 a 8). Este hallazgo indica que tanto el tamizaje prehospitalario como el hospitalario deriva un exceso de casos leves a centros terciarios, sobrecargando recursos y generando costos innecesarios. En el hospital público este fenómeno se acentúa: su ISS mediano fue de 4 puntos frente a 9 en el privado y 67,8% de sus ingresos correspondió a traumas leves, frente a 33,1% en el hospital privado.

El perfil sociodemográfico también difirió entre ambos centros. En el público predominó el régimen subsidiado (50,1%) y el SOAT/FOSYGA, lo cual refleja las políticas de cobertura obligatoria para accidentes de tránsito, pero también evidencia el estigma que asocia a los usuarios subsidiados con la atención exclusivamente pública. En el privado, pese a una mayor proporción de afiliados por régimen contributivo (36,7%), la distribución del tipo de aseguramiento en los pacientes fue más homogénea. Aunque las tasas de ingresos directos y remitidos fueron similares,

el hospital privado recibió más pacientes de su área de influencia inmediata, mientras que el público concentró los traumas urbanos y las referencias de otros establecimientos.

A pesar de compartir el nivel de complejidad, las discrepancias en los desenlaces clave fueron notorias. La mortalidad intrahospitalaria resultó similar (8,4% en el público vs 9,4% en el privado), pero el registro de ingresos a UCI evidenció una diferencia marcada (1,5% vs 40,9%). Este hallazgo podría deberse a un subregistro de cuidados críticos en el hospital público, sin embargo, también es posible que la disponibilidad limitada de camas en UCI haya llevado a manejar pacientes en salas no UCI con personal entrenado en paciente crítico y que esto haya generado problemas en el registro de los pacientes. Estas pueden ser importantes limitaciones inherentes a la recolección retrospectiva de datos, por lo cual es necesario tener una monitoria continua de los datos y estandarización de los criterios y codificaciones empleados.

El análisis por sexo y edad reveló además importantes desigualdades. Aunque las mujeres representaron el 24% de la cohorte, su proporción fue ligeramente mayor en el hospital público (25%) que en el privado (23%), lo que podría obedecer a factores sociodemográficos que las exponen a determinados tipos de trauma en el área urbana. El consumo de alcohol previo al ingreso fue superior en el público (12,5% vs 9,6%) y en ambos centros los hombres duplicaron con creces el porcentaje de mujeres con alcoholemia positiva, hallazgo consistente con la literatura sobre mayor riesgo masculino. En los rangos de severidad más altos ISS (16 a 24 y ≥ 25) la brecha hombre-mujer se amplió en el público, aunque las causas de este sesgo no están claras y podrían incluir patrones de búsqueda de atención, localización del accidente o limitaciones económicas.

Aunque la gravedad del trauma mantuvo su poder predictivo para mortalidad y amputaciones, las diferencias por sexo se estrecharon a medida que aumentó el ISS. En pacientes con ISS ≥ 25 la mortalidad fue de 53,0% en hombres y de 46,3% en mujeres ($p = 0,07$), lo que sugiere que ante lesiones extremas los protocolos de intervención y la disponibilidad de recursos tienden a homogeneizar los resultados. En contraste, en traumas leves ISS (1 a 8) y en el grupo de 16 a 44 años la

mortalidad relativa fue mucho mayor en hombres, lo cual podría reflejar deficiencias en la atención de las mujeres con lesiones de menor gravedad o sesgos de género en la priorización clínica.

Por último, el inusualmente bajo registro de ingresos a UCI en el hospital público refuerza la hipótesis de subregistro o de manejo en salas de cuidados intermedios no codificadas como UCI. También podría obedecer a sobreocupación de las unidades críticas o a que algunos pacientes fallezcan en el quirófano o en urgencias antes de poder ser trasladados. Dada esta incertidumbre, no es aconsejable realizar análisis de regresión logística centrados en el ingreso a UCI en el hospital público, pues el sesgo de información podría generar resultados erróneos y falsos positivos en la asociación con el sexo.

8.6 LIMITACIONES

Este estudio presenta varias limitaciones inherentes a su diseño y contexto, que deben ser consideradas al interpretar los resultados y al orientar futuras investigaciones. Al tratarse de una cohorte retrospectiva, la calidad de los datos puede verse comprometida por errores de digitación, registros incompletos o imprecisiones en la recolección de la información. Aunque se implementaron procedimientos de depuración y validación, y la información fue recolectada de manera continua por personal capacitado, no es posible descartar totalmente la presencia de errores residuales. Además, la naturaleza observacional del diseño impide establecer relaciones causales directas, limitando el análisis a la identificación de asociaciones entre las variables evaluadas.

Una limitación relevante fue la baja frecuencia de ingresos a la Unidad de Cuidados Intensivos (UCI) en el hospital público, lo que sugiere un posible subregistro, limitaciones en la disponibilidad de recursos o diferencias en los criterios de admisión. Esta situación introduce un sesgo de información y dificulta la interpretación fiable de los resultados para este desenlace en dicho entorno. De igual forma, en desenlaces poco frecuentes como la amputación, la baja cantidad de eventos en algunos estratos, especialmente en mujeres o ciertos grupos etarios, redujo el poder estadístico y dificultó la obtención de estimaciones precisas.

La presencia de datos faltantes en algunas variables también constituye una limitación. Para minimizar su impacto, se empleó imputación múltiple por ecuaciones encadenadas (MICE), bajo el supuesto de datos faltantes al azar (MAR). Aunque esta técnica es robusta y se evaluó la calidad de la imputación mediante métodos estadísticos, la hipótesis MAR no puede verificarse completamente y la imputación introduce cierta incertidumbre. Es importante resaltar que la proporción de datos faltantes fue baja (máximo 6,23%) y que se excluyeron pacientes con ausencia de datos críticos como sexo o desenlaces principales, lo que fortalece la validez de los resultados.

El gran tamaño muestral otorga alta precisión y potencia estadística, pero también implica el riesgo de que diferencias pequeñas y sin relevancia clínica alcancen significancia estadística. La evaluación de múltiples desenlaces y los análisis estratificados aumentan la probabilidad de encontrar asociaciones por azar, lo que se relaciona con la inflación del error tipo I. Por ello, se procuró interpretar los resultados considerando su relevancia clínica y no solo la significancia estadística.

Una limitación clave del estudio fue emplear únicamente el régimen de aseguramiento (subsidiado o contributivo) como proxy de la posición social del paciente. Aunque este indicador refleja a grandes rasgos diferencias en acceso a recursos, el régimen subsidiado está destinado a población con bajos ingresos y el contributivo a quienes cuentan con empleo y logran realizar aportes recurrentes al sistema, pero no captan otros datos socioeconómicos más profundos. Además, no fue posible calcular el estrato socioeconómico ni el índice de pobreza multidimensional debido a que las direcciones suministradas resultaron imprecisas y gran parte de los pacientes reside en zonas rurales de difícil geolocalización. Adicionalmente, no fue posible determinar las comorbilidades de los pacientes, lo cual pudo influir en la mortalidad. Los atendidos en el hospital público, en su mayoría de estratos socioeconómicos bajos, podrían tener mayor carga de enfermedad o un peor estado nutricional al ingreso; sin embargo, la literatura reporta que los pacientes con trauma suelen ser predominantemente jóvenes y sin comorbilidades, lo que mitiga parcialmente este sesgo.

No fue posible analizar el tiempo hasta el evento para desenlaces como ingreso a UCI o amputación, lo que limita la comprensión de la secuencia temporal entre exposición y desenlace. Esta limitación puede afectar la interpretación de los resultados en pacientes que fallecen antes de recibir ciertas intervenciones.

Para controlar y mitigar estas limitaciones, se implementaron estrategias de control de calidad en la recolección y gestión de los datos, así como técnicas estadísticas avanzadas para el manejo de datos faltantes. Se excluyeron variables y subgrupos con baja representatividad para evitar inferencias erróneas. Los resultados se interpretaron con cautela, enfatizando la relevancia clínica y reconociendo las limitaciones del diseño y del contexto institucional. Estas consideraciones fortalecen la validez interna del estudio y proporcionan una base sólida para futuras investigaciones que busquen superar las limitaciones aquí identificadas.

9. CONCLUSIONES

- Este estudio, que incluyó a 20.312 pacientes con trauma atendidos en dos hospitales de alta complejidad en Cali, reveló un exceso de casos de baja severidad (ISS 1 a 8) que representaron el 53,9% de los ingresos, con una mayor concentración en el hospital público (67,8%) que en el privado (33,1%).
- El marcado contraste en las tasas de ingreso a UCI (1,5% en el hospital público frente al 40,9% en el privado) pone de manifiesto un posible subregistro o discrepancias en los criterios operativos de las unidades de cuidados intensivos. Esto evidencia la necesidad de fortalecer los controles de calidad en el registro de trauma y de revisar de manera sistemática los casos de pacientes que requieren ingreso a UCI en el hospital público.
- La mortalidad observada (8,8%) superó de forma significativa la esperada por TRISS (4,8%), con una razón MO/ME de 1,81 en toda la cohorte, este exceso fue más pronunciado en el hospital público (MO/ME = 2,95) que en el privado (MO/ME = 1,25).

- Tras ajustar por la variable de protección estrogénica, las mujeres mostraron una oportunidad significativamente mayor de mortalidad intrahospitalaria (OR ajustado 1,47; $p = 0,004$), al mismo tiempo, una oportunidad de amputación 49% menor que los hombres (OR ajustado 0,51; $p = 0,007$)
- En el hospital privado no se encontraron diferencias significativas en la oportunidad de ingreso a UCI entre hombres y mujeres tras ajustar por covariables (OR 0,98; IC 95% 0,85-1,13; $p = 0,833$), lo cual sugiere que los criterios de admisión a cuidados intensivos de pacientes traumatizados se basan posiblemente en parámetros clínicos objetivos.

10. RECOMENDACIONES

Estos hallazgos subrayan la necesidad de:

- Optimizar el tamizaje prehospitario e intrahospitalario para evitar la sobrecarga de recursos con casos de baja severidad.
- Realizar un mayor seguimiento en la evaluación de la calidad del dato en el Registro de trauma en Cali.
- Realizar una evaluación de los casos de pacientes que requieren ingreso a la UCI en el hospital público y realizar un seguimiento a los mismos.
- Fortalecer los protocolos de atención en trauma y la activación temprana y eficaz del equipo de trauma bajo los lineamientos del ATLS, con énfasis en reducir la mortalidad observada.
- Realizar estudios con métodos cualitativos que permitan dilucidar la existencia de preceptos sociales que influyen en las disparidades de los desenlaces clínicos o intervenciones en salud, según el sexo. En caso de existir, se deben implementar auditorías de calidad con perspectiva según el sexo y capacitar al equipo de trauma en la identificación y corrección de sesgos inconscientes.
- Se deben realizar investigaciones que permitan identificar determinantes sociales de los desenlaces en trauma mediante el estudio de las interacciones complejas entre sexo, la posición social y su influencia en los desenlaces del trauma.
- Incluir en el registro de trauma variables que permitan conocer la posición social de las personas, para evaluar los determinantes sociales asociados al trauma.

11. BIBLIOGRAFÍA

1. American College of surgeons. ATLS Advanced Trauma Life Support : student course manual. 10th ed. Chicago, IL; 2018. 13–15 p.
2. Sivasankara Kurup A, Blas E. Equity, social determinants and public health programmes. World Health Organization (ISBN 978-92-4-156397-0). 2010.
3. Magruder KM, McLaughlin KA, Elmore Borbon DL. Trauma is a public health issue. *Eur J Psychotraumatol*. 2017;9(1):1375338.
4. Kim JY, Yoon YH, Park SJ, Hong WP, Ro YS. Mortality and incidence rate of acute severe trauma patients in the emergency department: a report from the National Emergency Department Information System (NEDIS) of Korea, 2018–2022. *Clin Exp Emerg Med* [Internet]. 2023 Nov 8;10(S):S55–62. Available from: <https://doi.org/10.15441/ceem.23.147>
5. Murray CJL, Aravkin AY, Zheng P, Abbafati C, Abbas KM, Abbasi-Kangevari M, et al. Global burden of 87 risk factors in 204 countries and territories, 1990–2019: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019. *The Lancet* [Internet]. 2020 Oct 17;396(10258):1223–49. Available from: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)30752-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30752-2)
6. Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses. Forensis 2022, datos para la vida. Observatorio de violencia. 2022;
7. Murray CJL, Aravkin AY, Zheng P, Abbafati C, Abbas KM, Abbasi-Kangevari M, et al. Global burden of 87 risk factors in 204 countries and territories, 1990–2019: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019. *The Lancet*. 2020 Oct;396(10258):1223–49.
8. Kotagal M, Agarwal-Harding KJ, Mock C, Quansah R, Arreola-Risa C, Meara JG. Health and Economic Benefits of Improved Injury Prevention and Trauma Care Worldwide. *PLoS One*. 2014 Mar 13;9(3):e91862.
9. World Health Organization. Preventing injuries and violence: an overview. Geneva, Switzerland; 2022.
10. van Breugel JMM, Niemeyer MJS, Houwert RM, Groenwold RHH, Leenen LPH, van Wessem KJP. Global changes in mortality rates in polytrauma patients admitted to the ICU-a systematic review. *World J Emerg Surg*. 2020 Sep;15(1):55.
11. Castrillon A, Cañola J, Gomez T, Bustamante J, Montoya C, Galeano A, et al. Causas de mortalidad en pacientes victimas de trauma entre los 15 y 45 años entre los años 2006 a 2009 en la Ciudad de Medellin. 2012 Jul 12;
12. Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses. Observatorio de Violencia Cifras de lesiones de causa externa en Colombia 2015-2023 [Internet]. 2024 [cited 2024 Feb 19]. Available from: <https://www.medicinalegal.gov.co/cifras-de-lesiones-de-causa-externa>
13. Organización Panamericana de la Salud. Plan estratégico de la organización panamericana de la salud 2020-2025 la equidad, el corazón de la salud. OD359 United States; Oct 4, 2019 p. 33–5.
14. Ministerio de Salud y Protección Social. Plan decenal de salud pública PDSP 2022 - 2031. COLOMBIA; May, 2022.
15. Dasari M, David SD, Miller E, Puyana JC, Roy N. Comparative analysis of gender differences in outcomes after trauma in India and the USA: case for standardised

- coding of injury mechanisms in trauma registries. *BMJ Glob Health*. 2017 Jul 31;2(2):e000322.
16. El-Menyar A, El-Hennawy H, Al-Thani H, Asim M, Abdelrahman H, Zarour A, et al. Traumatic injury among females: does gender matter? *J Trauma Manag Outcomes*. 2014 Dec 28;8(1):8.
 17. Ordoñez C, Morales M, Rojas-Mirquez J, Bonilla-Escobar F, Badiel M, Arana FM, et al. Trauma Registry of the Pan American Society of Trauma: One year of experience in two referral centers in the colombian southwestern. *Colomb Med* [Internet]. 2016 Sep 21;47(3). Available from: <https://colombiamedica.univalle.edu.co/colombiamedica311/index.php/comedica/article/view/1763>
 18. Serna CA, Caicedo Y, Salcedo A, Rodríguez-Holguín F, Serna JJ, Palacios H, et al. De un centro de trauma a un sistema de trauma en el suroccidente colombiano. *Revista Colombiana de Cirugía* [Internet]. 2023 Jan 1;38(1):128–44. Available from: <https://www.revistacirugia.org/index.php/cirugia/article/view/2287>
 19. Umemura Y, Katayama Y, Kitamura T, Kiyohara K, Hirose T, Kiguchi T, et al. Patient age affects sex-based differences in post-traumatic mortality: a national trauma registry study in Japan. *European Journal of Trauma and Emergency Surgery*. 2022 Aug 3;48(4):2731–40.
 20. Watkins AM, Melde C. Gangs, gender, and involvement in crime, victimization, and exposure to violence. *J Crim Justice* [Internet]. 2018;57:11–25. Available from: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047235218300254>
 21. Marcolini EG, Albrecht JS, Sethuraman KN, Napolitano LM. Gender Disparities in Trauma Care: How Sex Determines Treatment, Behavior, and Outcome. *Anesthesiol Clin*. 2019 Mar;37(1):107–17.
 22. Abu-Zidan FM, Eid HO, Alao DO, Elbiss H. The changing epidemiology of trauma in child-bearing age women. *World Journal of Emergency Surgery*. 2023 Mar 29;18(1):25.
 23. Ingram MCE, Nagalla M, Shan Y, Nasca BJ, Thomas AC, Reddy S, et al. Sex-Based Disparities in Timeliness of Trauma Care and Discharge Disposition. *JAMA Surg*. 2022 Jul;157(7):609–16.
 24. Magruder KM, Kassam-Adams N, Thoresen S, Olff M. Prevention and public health approaches to trauma and traumatic stress: a rationale and a call to action. *Eur J Psychotraumatol*. 2016 Dec 1;7(1).
 25. Sperry JL, Vodovotz Y, Ferrell RE, Namas R, Chai YM, Feng QM, et al. Racial Disparities and Sex-Based Outcomes Differences after Severe Injury. *J Am Coll Surg* [Internet]. 2012;214(6). Available from: https://journals.lww.com/journalacs/fulltext/2012/06000/racial_disparities_and_sex_based_outcomes.12.aspx
 26. Zhu Z, Shang X, Qi P, Ma S. Sex-based differences in outcomes after severe injury: an analysis of blunt trauma patients in China. *Scand J Trauma Resusc Emerg Med* [Internet]. 2017;25(1):47. Available from: <https://doi.org/10.1186/s13049-017-0389-6>
 27. Pape M, Giannakópoulos GF, Zuidema WP, de Lange-Klerk ESM, Toor EJ, Edwards MJR, et al. Is there an association between female gender and outcome in severe trauma? A multi-center analysis in the Netherlands. *Scand J Trauma Resusc*

- Emerg Med [Internet]. 2019;27(1):16. Available from: <https://doi.org/10.1186/s13049-019-0589-3>
28. Coleman JR, Moore EE, Samuels JM, Cohen MJ, Sauaia A, Sumislawski JJ, et al. Trauma Resuscitation Consideration: Sex Matters. *J Am Coll Surg*. 2019 May;228(5):760-768e1.
 29. Rucker D, Warkentin LM, Huynh H, Khadaroo RG. Sex differences in the treatment and outcome of emergency general surgery. *PLoS One*. 2019 Nov 4;14(11):e0224278.
 30. Liu T, Xie J, Yang F, Chen J jun, Li Z fei, Yi C la, et al. The influence of sex on outcomes in trauma patients: a meta-analysis. *Am J Surg*. 2015 Nov;210(5):911–21.
 31. McCrum ML, Leroux B, Fang T, Bulger E, Arbabi S, Wade CE, et al. Sex-based differences in transfusion need after severe injury: Findings of the PROPPR study. *Surgery*. 2019 Jun;165(6):1122–7.
 32. Duong WQ, Grigorian A, Farzaneh C, Nahmias J, Chin T, Schubl S, et al. Racial and Sex Disparities in Trauma Outcomes Based on Geographical Region. *Am Surg*. 2021 Jun 9;87(6):988–93.
 33. Pendleton AA, Sarang B, Mohan M, Raykar N, Wörnberg MG, Khajanchi M, et al. A cohort study of differences in trauma outcomes between females and males at four Indian Urban Trauma Centers. *Injury* [Internet]. 2022 Sep 1;53(9):3052–8. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.injury.2022.07.022>
 34. Beijer E, van Wonderen SF, Zuidema WP, Visser MC, Edwards MJR, Verhofstad MHJ, et al. Sex Differences in Outcome of Trauma Patients Presented with Severe Traumatic Brain Injury: A Multicenter Cohort Study. *J Clin Med*. 2023 Nov 1;12(21):6892.
 35. Haider AH, Crompton JG, Chang DC, Efron DT, Haut ER, Handly N, et al. Evidence of Hormonal Basis for Improved Survival Among Females With Trauma-Associated Shock: An Analysis of the National Trauma Data Bank. *Journal of Trauma: Injury, Infection & Critical Care*. 2010 Sep;69(3):537–40.
 36. Haider AH, Weygandt PL, Bentley JM, Monn MF, Rehman KA, Zarzaur BL, et al. Disparities in trauma care and outcomes in the United States. *Journal of Trauma and Acute Care Surgery*. 2013 May;74(5):1195–205.
 37. Rubenson Wahlin R, Ponzer S, Löfbrand H, Skrivfars M, Lossius HM, Castrén M. Do male and female trauma patients receive the same prehospital care?: an observational follow-up study. *BMC Emerg Med*. 2016 Dec 19;16(1):6.
 38. Wang IJ, Bae BK, Cho YM, Cho SJ, Yeom SR, Lee SB, et al. Effect of acute alcohol intoxication on mortality, coagulation, and fibrinolysis in trauma patients. *PLoS One*. 2021 Mar 23;16(3):e0248810.
 39. Uribe A, Rodriguez C, Ordoñez C, Morales M, Ivatury R, Aboutanos M. Reporte del Registro de Trauma de la Sociedad Panamericana de Trauma. Un año de Experiencia en dos Hospitales de la Ciudad de Cali. *Panamerican Journal of Trauma, Critical Care & Emergency Surgery*. 2015 Dec 1;4:109–23.
 40. Tomas C, Kallies K, Cronn S, Kostelac C, deRoos-Cassini T, Cassidy L. Mechanisms of traumatic injury by demographic characteristics: an 8-year review of temporal trends from the National Trauma Data Bank. *Injury Prevention* [Internet]. 2023 Aug 1;29(4):347. Available from: <http://injuryprevention.bmj.com/content/29/4/347.abstract>

41. Chokotho L, Croke K, Mohammed M, Mulwafu W, Bertfelt J, Karpe S, et al. Epidemiology of adult trauma injuries in Malawi: results from a multisite trauma registry. *Inj Epidemiol* [Internet]. 2022;9(1):14. Available from: <https://doi.org/10.1186/s40621-022-00379-5>
42. Quiroga-Centeno A, Serrano-Pastrana J, Neira-Triana K, Valencia-Ángel L, Jaimes-Sanabria M, Quiroga-Centeno C, et al. Epidemiología del trauma en Bucaramanga, Colombia: análisis del registro institucional de trauma en el Hospital Universitario de Santander. *Revista Colombiana de Cirugía*. 2022 Aug 29;37.
43. Mónica Bejarano Castro, Luis Fernando Rendón, Martha Cristina Rojas, Carlos Andrés Durán, Maribel Albornoz. Caracterización de los pacientes con lesiones de causa externa mediante un sistema de vigilancia epidemiológica. *Revista Colombiana de Cirugía*. 2006 Sep 20;21:180–9.
44. Bird MD, Karavitis J, Kovacs EJ. Sex differences and estrogen modulation of the cellular immune response after injury. *Cell Immunol*. 2008;252(1–2):57–67.
45. Angele MK, Ayala A, Monfils BA, Cioffi WG, Bland KI, Chaudry IH. Testosterone and/or low estradiol: normally required but harmful immunologically for males after trauma-hemorrhage. *J Trauma*. 1998 Jan;44(1):78–85.
46. Schoeneberg C, Kauther MD, Hussmann B, Keitel J, Schmitz D, Lendemans S. Gender-specific differences in severely injured patients between 2002 and 2011: data analysis with matched-pair analysis. *Crit Care*. 2013 Nov;17(6):R277.
47. Bösch F, Angele MK, Chaudry IH. Gender differences in trauma, shock and sepsis. *Mil Med Res*. 2018 Dec 26;5(1):35.
48. Knöferl MW, Angele MK, Schwacha MG, Bland KI, Chaudry IH. Preservation of splenic immune functions by female sex hormones after trauma-hemorrhage. *Crit Care Med*. 2002 Apr;30(4):888–93.
49. Angele MK, Schwacha MG, Ayala A, Chaudry IH. Effect of gender and sex hormones on immune responses following shock. *Shock* [Internet]. 2000;14(2). Available from: https://journals.lww.com/shockjournal/fulltext/2000/14020/effect_of_gender_and_sex_hormones_on_immune.1.aspx
50. Gupta DL, Tiwari S, Sinha TP, Soni KD, Galwankar S, Kumar S, et al. Estrogen as a Safe Therapeutic Adjunct in Reducing the Inflammatory Storm in Trauma Hemorrhagic Shock Patients. *Shock*. 2021 Oct;56(4):514–21.
51. Grenn E, Kutcher M, Hillegass WB, Iwuchukwu C, Kyle A, Bruehl S, et al. Social determinants of trauma care: Associations of race, insurance status, and place on opioid prescriptions, postdischarge referrals, and mortality. *Journal of Trauma and Acute Care Surgery*. 2022 May;92(5):897–905.
52. Abedzadeh-Kalahroudi M, Razi E, Sehat M. The relationship between socioeconomic status and trauma outcomes. *J Public Health (Bangkok)*. 2018 Dec 1;40(4):e431–9.
53. Saavedra MÁ, Santacruz Castillo E, Rueda K, Paternina MF, Mendoza Alvaran J. Factores que impactan en la mortalidad de los pacientes con trauma que ingresan al servicio de urgencias. *Revista Repertorio de Medicina y Cirugía*. 2020 Apr 6;29(3):179–84.
54. Hsia RY, Ewen Wang, Olga Saynina, Paul Wise, Eliseo J Pérez-Stable, Andrew Auerbach. Factors Associated With Trauma Center Use for Elderly Patients With Trauma. *Archives of Surgery*. 2011 May 1;146(5):585.

55. Chang DC, Robert R Bass, Edward E Cornwell, Ellen J Mackenzie. Undertriage of Elderly Trauma Patients to State-Designated Trauma Centers. *Archives of Surgery*. 2008 Aug 18;143(8):776.
56. Gomez D, Haas B, de Mestral C, Sharma S, Hsiao M, Zagorski B, et al. Gender-associated differences in access to trauma center care: A population-based analysis. *Surgery*. 2012 Aug;152(2):179–85.
57. Vallabhajosyula S, Vallabhajosyula S, Dunlay SM, Hayes SN, Best PJM, Brenes-Salazar JA, et al. Sex and Gender Disparities in the Management and Outcomes of Acute Myocardial Infarction–Cardiogenic Shock in Older Adults. *Mayo Clin Proc* [Internet]. 2020 Sep 1;95(9):1916–27. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.mayocp.2020.01.043>
58. Fernández-Rodríguez D, Regueiro A, Cevallos J, Bosch X, Freixa X, Trilla M, et al. Brecha de género en los cuidados médicos en las redes de atención al infarto agudo de miocardio con elevación del segmento ST: hallazgos de la red catalana Codi Infart. *Med Intensiva* [Internet]. 2017;41(2):70–7. Available from: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S021056911630136X>
59. Greenland P, Reicher-Reiss H, Goldbourt U, Behar S. In-hospital and 1-year mortality in 1,524 women after myocardial infarction. Comparison with 4,315 men. *Circulation*. 1991 Feb;83(2):484–91.
60. Kent JA, Patel V, Varela NA. Gender Disparities in Health Care. *Mount Sinai Journal of Medicine: A Journal of Translational and Personalized Medicine*. 2012 Sep 13;79(5):555–9.
61. Lau BD, Haider AH, Streiff MB, Lehmann CU, Kraus PS, Hobson DB, et al. Eliminating Healthcare Disparities Via Mandatory Clinical Decision Support: The Venous Thromboembolism (VTE) Example. *Med Care*. 2015 Jan;53(1):18–24.
62. Tran A, Fernando SM, Rochwerg B, Hameed MS, Dawe P, Hawes H, et al. Prognostic Factors Associated with Venous Thromboembolism Following Traumatic Injury: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Journal of Trauma and Acute Care Surgery*. 2024 Apr 11;
63. Loberg JA, Hayward RD, Fessler M, Edhayan E. Associations of race, mechanism of injury, and neighborhood poverty with in-hospital mortality from trauma: A population-based study in the Detroit metropolitan area. *Medicine* [Internet]. 2018;97(39). Available from: https://journals.lww.com/md-journal/fulltext/2018/09280/associations_of_race,_mechanism_of_injury,_and.97.aspx
64. Hildebrand F, Pape HC, Horst K, Andruszkow H, Kobbe P, Simon TP, et al. Impact of age on the clinical outcomes of major trauma. *European Journal of Trauma and Emergency Surgery*. 2016 Jun 8;42(3):317–32.
65. Saber A, Shams M, Farrag S, Ellabban G, Gad M. Incidence, Patterns, and Factors Predicting Mortality of Abdominal Injuries in Trauma Patients. *N Am J Med Sci*. 2012;4(3):129.
66. Whitaker IY, Gennari TD, Whitaker AL. The difference between ISS and NISS in a series of trauma patients in Brazil. *Annu Proc Assoc Adv Automot Med*. 2003;47:301–9.
67. Phelos HM, Kass NM, Deeb AP, Brown JB. Social determinants of health and patient-level mortality prediction after trauma. *Journal of Trauma and Acute Care Surgery*. 2022 Feb;92(2):287–95.

68. Ali MT, Hui X, Hashmi ZG, Dhiman N, Scott VK, Efron DT, et al. Socioeconomic disparity in inpatient mortality after traumatic injury in adults. *Surgery*. 2013 Sep;154(3):461–7.
69. Cantillo-García V, Guzman LA, Arellana J. Socioeconomic strata as proxy variable for household income in transportation research. *Evaluation for Bogotá, Medellín, Cali and Barranquilla*. *Dyna (Medellin)*. 2019 Oct 1;86(211):258–67.
70. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. Colombia - Índice de Pobreza Multidimensional - IPM- 2023 [Internet]. 2024 [cited 2024 Oct 15]. Available from: <https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/824/get-microdata>
71. Antonina Ostrowska. Health inequalities--gender perspective. *Przegląd lekarski*. 2012;2:61–6.
72. Paula Lucía Aguilar. La feminización de la pobreza: conceptualizaciones actuales y potencialidades analíticas. *Revista Katálysis*. 2011;14(1414–4980):126–33.
73. Departamento administrativo nacional de estadística (DANE). Mujeres y hombres: brechas de género en Colombia [Internet]. 2022 [cited 2024 Jun 9]. Available from: *Mujeres y hombres: brechas de género en Colombia*
74. Loberg JA, Hayward RD, Fessler M, Edhayan E. Associations of race, mechanism of injury, and neighborhood poverty with in-hospital mortality from trauma. *Medicine*. 2018 Sep;97(39):e12606.
75. Carlos A. Ordóñez, Wilmer F. Botache, Luis Fernando Pino, Marisol Badiel, Jorge W. Tejada, Juan Sanjuán, et al. Experience with the implementation of the International Trauma Registry System at two tertiary care level hospitals in the Southwestern region of Colombia. *Revista Colombiana de Cirugía*. 2013;28.
76. Urdinola P, Bejarano Salcedo V, Espinosa O, Silva PLDN. Estudio de caracterización socioeconómica y demográfica de los afiliados al régimen subsidiado de salud, Colombia 2019-2020. *Ensayos de Economía*. 2023 Oct 2;33(63):85–116.
77. Mesa Melgarejo L, Espinosa Acuña OA, Estrada Orozco KP, Ramírez Moreno J, Robayo García A. Determinantes de la gestión del riesgo en salud en el Régimen Subsidiado en Colombia: estudio cualitativo. *Salud UIS*. 2023 Apr 20;55(1).
78. Meghani SH, Gallagher RM. Disparity vs Inequity: Toward Reconceptualization of Pain Treatment Disparities. *Pain Medicine*. 2008 Jul 1;9(5):613–23.
79. M Beuran, I Negoii, S Paun, A Runcanu, B Gaspar. History of trauma care. *Chirurgia (Bucharest, Romania)*. 2011;5:573–80.
80. Rapsang AG, Shyam DC. Compendio de las escalas de evaluación de riesgo en el paciente politraumatizado. *Cir Esp*. 2015 Apr;93(4):213–21.
81. Hakkenbrak NAG, Mikdad SY, Zuidema WP, Halm JA, Schoonmade LJ, Reijnders UJL, et al. Preventable death in trauma: A systematic review on definition and classification. *Injury*. 2021 Oct;52(10):2768–77.
82. H R Champion, W S Copes, W J Sacco, M M Lawnick, S L Keast, L W Bain Jr, et al. The Major Trauma Outcome Study: establishing national norms for trauma care. *Journal of trauma*. 1990;11:1356–65.
83. Smith BP, Goldberg AJ, Gaughan JP, Seamon MJ. A comparison of Injury Severity Score and New Injury Severity Score after penetrating trauma. *Journal of Trauma and Acute Care Surgery*. 2015 Aug;79(2):269–74.
84. Restrepo-Álvarez CA, Valderrama-Molina CO, Giraldo-Ramírez N, Constain-Franco A, Puerta A, León AL, et al. Puntajes de gravedad en trauma. *Revista Colombiana de Anestesiología*. 2016 Oct;44(4):317–23.

85. Lenz A, Franklin GA, Cheadle WG. Systemic inflammation after trauma. *Injury*. 2007 Dec;38(12):1336–45.
86. Ditzel RM, Anderson JL, Eisenhart WJ, Rankin CJ, DeFeo DR, Oak S, et al. A review of transfusion- and trauma-induced hypocalcemia: Is it time to change the lethal triad to the lethal diamond? *Journal of Trauma and Acute Care Surgery*. 2020 Mar;88(3):434–9.
87. Wray JP, Bridwell RE, Schauer SG, Shackelford SA, Bebarta VS, Wright FL, et al. The diamond of death: Hypocalcemia in trauma and resuscitation. *Am J Emerg Med*. 2021 Mar;41:104–9.
88. Maegele M, Gu ZT, Huang QB, Yang H. Updated concepts on the pathophysiology and the clinical management of trauma hemorrhage and coagulopathy. *Chinese Journal of Traumatology*. 2017 Jun;20(3):125–32.
89. Credland N. Managing the trauma patient presenting with the lethal triad. *Int J Orthop Trauma Nurs*. 2016 Feb;20:45–53.
90. Choudhry MA, Bland KI, Chaudry IH. Trauma and immune response—Effect of gender differences. *Injury*. 2007 Dec;38(12):1382–91.
91. Buris L. Signs of death. In: *Forensic Medicine*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg; 1993. p. 11–47.
92. Pizarro Gómez CE, Dueñas Castell C, Nieto Estrada VH, Gil Valencia BA, Durán Pérez JC, Ferrer Zaccaro L, et al. Consenso colombiano de criterios de ingreso a cuidados intensivos: Task force de la Asociación Colombiana de Medicina Crítica y Cuidados Intensivos (AMCI®). *Acta Colombiana de Cuidado Intensivo*. 2023 Apr;23(2):202–28.
93. Rajasekaran S. The utility of scores in the decision to salvage or amputation in severely injured limbs. *Indian J Orthop*. 2008;42(4):368.
94. Margaret Mooney Marini. Sex and Gender: What Do We Know? *Sociological Forum-Springer Nature*. 1990 Mar;5:95–120.
95. Hegarty P, Sarter E. The Social Psychology of Sex and Gender. In: *Oxford Research Encyclopedia of Psychology*. Oxford University Press; 2021.
96. Sara Velasco Arias. Sexos, género y salud: teoría y métodos para la práctica clínica y programas de salud. Madrid: Minerva Ediciones; 2009. 13–22 p.
97. Borkhoff CM, Hawker GA, Kreder HJ, Glazier RH, Mahomed NN, Wright JG. The effect of patients' sex on physicians' recommendations for total knee arthroplasty. *Can Med Assoc J*. 2008 Mar 11;178(6):681–7.
98. Braveman P, Gruskin S. Defining equity in health. *J Epidemiol Community Health* (1978) [Internet]. 2003 Apr 1;57(4):254. Available from: <http://jech.bmj.com/content/57/4/254.abstract>
99. Braveman P. HEALTH DISPARITIES AND HEALTH EQUITY: Concepts and Measurement. *Annu Rev Public Health*. 2006 Apr 1;27(1):167–94.
100. Moyses Szklo, Javier Nieto. *Epidemiology: Beyond the Basics*. Aspen Publishers Inc. 1999. 21–25 p.
101. Ordoñez C, Rubiano J, Badiel M, Pino L, Miñan Arana F, Tejada J, et al. Epidemiología Del Trauma en Dos Hospitales de Primer Nivel de Atención Del Suroccidente de Colombia. Reporte Preliminar Del Registro Internacional de Trauma de la Sociedad Panamericana de Trauma. *Panamerican Journal of Trauma, Critical Care & Emergency Surgery*. 2014 Apr 1;3:11–5.

102. Demidenko E. Sample size determination for logistic regression revisited. *Stat Med*. 2007 Aug 15;26(18):3385–97.
103. Susana Laura Corona Correa, Alberto González Guízar, Jaime Escamilla Rivera. Recomendaciones generales de calidad de datos [Internet]. 2023 [cited 2024 Dec 12]. Available from: https://www.red-tic.unam.mx/recursos/2023/2023_Recomendaciones_calidad_datos.pdf
104. STATA. Impute missing values using chained equations [Internet]. 2023 [cited 2024 Dec 12]. Available from: <https://www.stata.com/manuals/mimiimputechained.pdf>
105. Azur MJ, Stuart EA, Frangakis C, Leaf PJ. Multiple imputation by chained equations: what is it and how does it work? *Int J Methods Psychiatr Res*. 2011 Mar 24;20(1):40–9.
106. Laqueur HS, Shev AB, Kagawa RMC. SuperMICE: An Ensemble Machine Learning Approach to Multiple Imputation by Chained Equations. *Am J Epidemiol*. 2022 Feb 19;191(3):516–25.
107. Medina Fernando, Galván Marco. Imputación de datos : teoría y práctica [Internet]. Naciones Unidas, CEPAL, División de Estadística y Proyecciones Económicas; 2007 [cited 2024 Dec 12]. 84 p. Available from: https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/4755/1/S0700590_es.pdf
108. Buuren S van, Groothuis-Oudshoorn K. MICE: Multivariate Imputation by Chained Equations in R. *J Stat Softw*. 2011;45(3).
109. D’Agostino RB, Belanger A, D’Agostino RB. A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality. *Am Stat*. 1990 Nov;44(4):316.
110. Krithikadatta J. Normal Distribution. *Journal of Conservative Dentistry*. 2014;17(1):96.
111. Fernández G, Marco Q, Suarez F, Fernando A, Amado J, Federico L, et al. Módulo 3: Medición de las condiciones de salud y enfermedad en la población Editores [Internet]. 2017 [cited 2024 Dec 12]. Available from: https://iris.paho.org/bitstream/handle/10665.2/55841/9789275319802_spa.pdf
112. Sei-Young Lee, Siyon Rhee. Graduate Research Project Guide: Secondary Data Analysis. In Cedar Falls, IA: Rod Library, University of Northern Iowa.; 2024 [cited 2024 Dec 12]. Available from: <https://manifold.open.umn.edu/projects/graduateresearchproject>
113. Kleinbaum DG, Klein M. Logistic Regression A Self-Learning Text Third Edition [Internet]. 2010 [cited 2024 Dec 12]. Available from: <https://link.springer.com/book/10.1007/978-1-4419-1742-3>
114. Hosmer DW, Lemeshow S. *Applied Logistic Regression*. Wiley; 2000.
115. Hilbe JM. Practical Guide to Logistic Regression [Internet]. 2015 [cited 2024 Dec 12]. Available from: [https://ftp.idu.ac.id/wp-content/uploads/ebook/ip/REGRESI%20LOGISTIK/Practical%20Guide%20to%20Logistic%20Regression%20\(%20PDFDrive%20\).pdf](https://ftp.idu.ac.id/wp-content/uploads/ebook/ip/REGRESI%20LOGISTIK/Practical%20Guide%20to%20Logistic%20Regression%20(%20PDFDrive%20).pdf)
116. Bursac Z, Gauss CH, Williams DK, Hosmer DW. Purposeful selection of variables in logistic regression. *Source Code Biol Med*. 2008 Dec 16;3(1):17.
117. Schober P, Boer C, Schwarte LA. Correlation Coefficients: Appropriate Use and Interpretation. *Anesth Analg*. 2018 May;126(5):1763–8.
118. Cohen. *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. Routledge; 2013.

119. Dormann CF, Elith J, Bacher S, Buchmann C, Carl G, Carré G, et al. Collinearity: a review of methods to deal with it and a simulation study evaluating their performance. *Ecography*. 2013 Jan 18;36(1):27–46.
120. Marcoulides KM, Raykov T. Evaluation of Variance Inflation Factors in Regression Models Using Latent Variable Modeling Methods. *Educ Psychol Meas*. 2019 Oct 19;79(5):874–82.
121. Chen JJ. COMMUNICATING COMPLEX INFORMATION: THE INTERPRETATION OF STATISTICAL INTERACTION IN MULTIPLE LOGISTIC REGRESSION ANALYSIS. *Am J Public Health*. 2003 Sep;93(9):1376-a-1377.
122. Jaccard James. Interaction effects in logistic regression [Internet]. Thousand Oaks, Calif. ; SAGE; 2001 [cited 2024 Dec 12]. (Quantitative applications in the social sciences ; 135). Available from: https://uniandes.primo.exlibrisgroup.com/discovery/fulldisplay?docid=alma991005292940107681&context=L&vid=57U_UDLA:UDLA&lang=es&search_scope=MyInst_and_CI&adaptor=Local%20Search%20Engine&tab=Todo&query=sub,exact,%20Regression%20analysis%20,AND&mode=advanced&offset=0
123. Greenland S. Interactions in Epidemiology: Relevance, Identification, and Estimation. *Epidemiology*. 2009 Jan;20(1):14–7.
124. Shiroshita A, Yamamoto N, Saka N, Shiba H, Toki S, Yamamoto M, et al. Expanding the Scope: In-depth Review of Interaction in Regression Models. *Annals of Clinical Epidemiology*. 2024;6(2):24005.
125. Champion HR, Copes WS, Sacco WJ, Lawnick MM, Keast SL, Bain LW, et al. The Major Trauma Outcome Study: establishing national norms for trauma care. *J Trauma*. 1990 Nov;30(11):1356–65.
126. Alberto F García. Evaluación del desempeño del TRISS en la predicción de la probabilidad de sobrevivencia en traumatizados en Cali. . [Cali]; 2018.
127. BOYD CR, TOLSON MANN, COPES WS. Evaluating Trauma Care: The TRISS Method. *Journal of Trauma and Acute Care Surgery* [Internet]. 1987;27(4). Available from: https://journals.lww.com/jtrauma/fulltext/1987/04000/evaluating_trauma_care__the_triss_method.5.aspx
128. FLORA JD. A Method for Comparing Survival of Burn Patients to a Standard Survival Curve. *The Journal of Trauma: Injury, Infection, and Critical Care*. 1978 Oct;18(10):701–5.
129. White IR, Royston P, Wood AM. Multiple imputation using chained equations: Issues and guidance for practice. *Stat Med*. 2011 Feb 20;30(4):377–99.
130. James GWDHTR. An Introduction to Statistical Learning: with Applications in R . 2nd ed. Springer; 2021.
131. Kutner MHNCJNLW. Applied Linear Statistical Models. 5th ed. New York, NY: McGraw-Hill/Irwin; 2005.
132. Haider AH, Crompton JG, Oyetunji T, Stevens KA, Efron DT, Kieninger AN, et al. Females have fewer complications and lower mortality following trauma than similarly injured males: A risk adjusted analysis of adults in the National Trauma Data Bank. *Surgery*. 2009 Aug;146(2):308–15.

133. Deitch EA, Livingston DH, Lavery RF, Monaghan SF, Bongu A, Machiedo GW. Hormonally Active Women Tolerate Shock-Trauma Better Than Do Men. *Ann Surg*. 2007 Sep;246(3):447–55.
134. Yu HP, Chaudry IH. THE ROLE OF ESTROGEN AND RECEPTOR AGONISTS IN MAINTAINING ORGAN FUNCTION AFTER TRAUMA-HEMORRHAGE. *Shock*. 2009 Mar;31(3):227–37.
135. Jason Bowles B, Roth B, Demetriades D. Sexual dimorphism in trauma? A retrospective evaluation of outcome. *Injury*. 2003 Jan;34(1):27–31.
136. Rappold JF, Coimbra R, Hoyt DB, Potenza BM, Fortlage D, Holbrook T. Female Gender Does Not Protect Blunt Trauma Patients from Complications and Mortality. *The Journal of Trauma: Injury, Infection, and Critical Care*. 2002 Sep;53(3):436–41.
137. Wohltmann CD, Franklin GA, Boaz PW, Luchette FA, Kearney PA, Richardson JD, et al. A multicenter evaluation of whether gender dimorphism affects survival after trauma. *The American Journal of Surgery*. 2001 Apr;181(4):297–300.
138. Coleman JR, Moore EE, Kelher MR, Samuels JM, Cohen MJ, Sauaia A, et al. Female platelets have distinct functional activity compared with male platelets: Implications in transfusion practice and treatment of trauma-induced coagulopathy. *Journal of Trauma and Acute Care Surgery*. 2019 Nov;87(5):1052–60.
139. Todorov A, Kaufmann F, Arslani K, Haider A, Bengs S, Goliash G, et al. Gender differences in the provision of intensive care: a Bayesian approach. *Intensive Care Med*. 2021 May 21;47(5):577–87.
140. Merdji H, Long MT, Ostermann M, Herridge M, Myatra SN, De Rosa S, et al. Sex and gender differences in intensive care medicine. *Intensive Care Med*. 2023 Oct 7;49(10):1155–67.
141. Lat TI, McGraw MK, White HD. Gender Differences in Critical Illness and Critical Care Research. *Clin Chest Med*. 2021 Sep;42(3):543–55.
142. Modra L, Higgins A, Vithanage R, Abeygunawardana V, Bailey M, Bellomo R. Sex differences in illness severity and mortality among adult intensive care patients: A systematic review and meta-analysis. *J Crit Care*. 2021 Oct;65:116–23.
143. Larsson E, Zettersten E, Jäderling G, Ohlsson A, Bell M. The influence of gender on ICU admittance. *Scand J Trauma Resusc Emerg Med*. 2015 Dec 24;23(1):108.
144. Larsson E, Lindström AC, Eriksson M, Oldner A. Impact of gender on post-traumatic intensive care and outcomes. *Scand J Trauma Resusc Emerg Med*. 2019 Dec 23;27(1):115.
145. Egorova N, Vouyouka AG, Quin J, Guillerme S, Moskowitz A, Marin M, et al. Analysis of gender-related differences in lower extremity peripheral arterial disease. *J Vasc Surg*. 2010 Feb;51(2):372-378.e1.
146. Gopal DP, Chetty U, O'Donnell P, Gajria C, Blackadder-Weinstein J. Implicit bias in healthcare: clinical practice, research and decision making. *Future Healthc J*. 2021 Mar;8(1):40–8.
147. Nuñez A, González P, Talavera GA, Sanchez-Johnsen L, Roesch SC, Davis SM, et al. Machismo, marianismo, and negative cognitive-emotional factors: Findings from the Hispanic Community Health Study/Study of Latinos Sociocultural Ancillary Study. *J Lat Psychol*. 2016 Nov;4(4):202–17.
148. Essien SK, Kopriva D, Linassi AG, Zucker-Levin A. Trends of limb amputation considering type, level, sex and age in Saskatchewan, Canada 2006–2019: an in-depth assessment. *Archives of Public Health*. 2022 Dec 4;80(1):10.

149. Cai M, Xie Y, Bowe B, Gibson AK, Zayed MA, Li T, et al. Temporal Trends in Incidence Rates of Lower Extremity Amputation and Associated Risk Factors Among Patients Using Veterans Health Administration Services From 2008 to 2018. *JAMA Netw Open*. 2021 Jan 22;4(1):e2033953.
150. Yuan B, Hu D, Gu S, Xiao S, Song F. The global burden of traumatic amputation in 204 countries and territories. *Front Public Health*. 2023 Oct 20;11.
151. Heikkinen M, Saarinen J, Suominen VP, Virkkunen J, Salenius J. Lower limb amputations. *Prosthet Orthot Int*. 2007 Sep;31(3):277–86.
152. Ha M, Yu S, Kim BC, Choi HJ. Nationwide Evaluation of the Validity of the Trauma and Injury Severity Score Method in Korean Regional Trauma Centers Using Multi-Institutional Large-Scale Data. *J Korean Med Sci*. 2024;39(41).
153. Singh A, Chejara RK, Sharma AK, Tolat A. Study of the efficacy of trauma and injury severity score to predict survival in patients of polytrauma. *International Surgery Journal*. 2021 Jul 28;8(8):2301.
154. Llullaku SS, Hyseni N, Bytyçi CI, Rexhepi SK. Evaluation of trauma care using TRISS method: the role of adjusted misclassification rate and adjusted w-statistic. *World Journal of Emergency Surgery*. 2009;4(1):2.
155. Lane PL, Doig G, Mikrogianakis A, Charyk ST, Stefanits T. An Evaluation of Ontario Trauma Outcomes and the Development of Regional Norms for Trauma and Injury Severity Score (TRISS) Analysis. *The Journal of Trauma: Injury, Infection, and Critical Care*. 1996 Oct;41(4):731–4.
156. Roh Y Il, Kim H Il, Cha YS, Cha KC, Kim H, Lee KH, et al. Mortality Reduction in Major Trauma Patients after Establishment of a Level I Trauma Center in Korea: A Single-Center Experience. *Journal of Trauma and Injury*. 2017 Dec 30;30(4):131–9.

12. ANEXOS

12.1 APROBACIÓN POR EL COMITÉ DE ÉTICA EN INVESTIGACIÓN EN SALUD

Comité de Ética en Investigación en Salud
Facultad de Salud



Santiago de Cali, 18 de febrero de 2025

Docente Responsable
ALBERTO FEDERICO GARCÍA MARÍN
Docente Asesor
OLGA LUCÍA GÓMEZ GUTIÉRREZ
Estudiantes Posgrado
MATEO BETANCOURT CAJIAO
Escuela de Salud Pública
Facultad de Salud
Universidad del valle

Asunto: Aprobación de una propuesta sin participación directa de seres humanos

Cordial saludo.

El Comité de Ética en Investigación en Salud en sesión plenaria, deja constancia que en la propuesta "DISPARIDADES EN LOS DESENLACES CLÍNICOS Y EN LA ATENCIÓN EN SALUD DEL TRAUMA, SEGÚN EL SEXO EN DOS HOSPITALES DE ALTA COMPLEJIDAD DE CALI, COLOMBIA ENTRE ENERO DE 2012 A DICIEMBRE DE 2022" Con código E 004-025, se trabajará con bases de datos.

Esta propuesta fue revisada, aprobada y clasificada sin riesgo según la resolución 8430 de 1993. Se considera que no involucra la participación directa de seres humanos y cumple con los lineamientos éticos.

La presente propuesta ha sido aprobada por un periodo de un (1) año a partir de la fecha de expedición; si la duración de la propuesta es mayor a un año, una vez transcurrido este, deberán solicitar la renovación del aval.

Atentamente,

LUIS ALEXANDER LOVERA MONTILLA
Presidente
Comité de Ética en Investigación en Salud

*Este comité considera el riesgo de confidencialidad que se pueda presentar con los datos provenientes de personas.

"Estamos en la renovación de la acreditación institucional en alta calidad 2024- 2034. ¡La vamos a lograr!"

Calle 48 N° 36 – 00 Edificio 100 oficina 221. Tel. (602) 518 56 77 eticasalud@correounivalle.edu.co Cali, Colombia

12.2 Carta de aprobación por comité de ética Hospital Universitario del Valle Evaristo García E.S.E

	HOSPITAL UNIVERSITARIO DEL VALLE Evaristo García E.S.E VENTANILLA UNICA	
Fecha 25 ABR 2025		
No. Radicado 0-1122		
Hora 3:39 pm		
Firma Evaristo García		
Folios 2 folios		

Hospital Universitario del Valle
Secretaría Hacienda Historia

[110]

Hospital Universitario del Valle: Santiago de Cali, 25/4/2025

Investigadores:

Adolfo González Hadad
Mateo Betancourt Cajiao
Alberto Federico García Marín
Olga Lucía Gómez Gutiérrez

Universidad del Valle
Santiago de Cali, Valle del Cauca

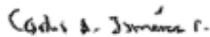
Asunto: Notificación Comité de Ética en Investigación Acta No.08
Código del proyecto: INT312

Cordial saludo

Agradecemos la presente notificación del Comité de Ética en Investigación de su proyecto "DISPARIDADES EN LOS DESENLACES CLÍNICOS Y EN LA ATENCIÓN EN SALUD DEL TRAUMA, SEGÚN EL SEXO EN DOS HOSPITALES DE ALTA COMPLEJIDAD DE CALI, COLOMBIA ENTRE ENERO DE 2012 A DICIEMBRE DE 2022", el cual fue evaluado el día 25/4/2025; se determinó por el comité permitir su desarrollo al interior del Hospital Universitario del Valle.

Tener en cuenta el procedimiento establecido por el Comité para proceder a la ejecución del trabajo, ya que una vez finalizado el mismo toda publicación que se derive del protocolo de investigación debe ser revisada y avalada nuevamente por este comité.

Atentamente,



CARLOS ALBERTO JIMÉNEZ
Presidente
Comité de Ética en Investigación

Anexo: UN (1) Folio

Copia archivo: Documento digital.

Proyectó: Carlos Andrés Ocampo Montoya Secretario Técnico del Comité de Ética en Investigaciones.

Hospital Universitario del Valle "Evaristo García" E.S.E.
Calle 5 No. 36 - OB - PDX (157) (502) 629 6000
NIT: 890303401-2
Cali, Valle del Cauca - Colombia

12.3 Carta de aprobación comité de ética Fundación Valle del Lili



CARTA DE APROBACION COMITÉ DE ETICA EN INVESTIGACION BIOMEDICA IRB

Santiago de Cali, 25/03/2025
Apro No. 192

DOCTOR:
ALBERTO FEDERICO GARCIA MARIN
INVESTIGADOR PRINCIPAL
FUNDACIÓN VALLE DEL LILI

El Comité de Ética en Investigación Biomédica de la Fundación Valle del Lili recibió el 17/03/2025, para aprobación Protocolo Inicial Académico No. 2025.058 / SALUD DEL TRAUMA "Disparidades en los desenlaces clínicos y en la atención en salud del trauma, según el sexo en dos hospitales de alta complejidad de Cali, Colombia entre enero de 2012 a diciembre de 2022".

Como se registra en el ACTA No. 6/2025

Se realizó evaluación de manera: **Regular y por Consenso.**

- Protocolo Versión 1.0 del 01 de marzo del 2025.
- Investigador Principal: Dr. Alberto Federico García Marín.
- Co-investigadores: Dr. Mateo Betancourt Cajiao.
- Coordinador: Dr. Mateo Betancourt Cajiao.
- Sus hojas de vida y certificados de curso Buenas Prácticas Clínicas han sido aprobadas por este Comité en la misma revisión.

APROBADO SIN MODIFICACIONES

Acuso de Recibido:

- Formulario sometimiento de protocolo diligenciado.
- Aval Metodológico del CIC No. 2025.058 firmado por evaluadores Jhon Alexander García Ortiz y Sergio Iván Prada.
- Informe de factibilidad investigación académica No. 2025.058 firmado por evaluadores Jhon Alexander García Ortiz, Ingrith C. Galindez y Sergio Iván Prada.
- Declaración de conflicto de interés firmado por el investigador principal.
- Carta aprobación CEI de UNIVALLE.

Se Aprueba El Protocolo No. 2025.058 "Disparidades en los desenlaces clínicos y en la atención en salud del trauma, según el sexo en dos hospitales de alta complejidad de Cali, Colombia entre enero de 2012 a diciembre de 2022" Para ser desarrollado en la Institución FUNDACIÓN VALLE DEL LILI

Número de miembros del Comité de Ética en Investigación Biomédica: 11

Número de miembros para que haya quórum: 6

Comité de Ética en Investigación Biomédica, Fundación Valle del Lili
Cra 98 No.18-49 - Teléfono: 331 90 90 Ext: 4030 - 3438 - 8569 - 8568, Cali, Colombia
Página Web: <https://valledelili.org/comite-de-etica-en-investigacion-biomedica/>
Email: comite.etica@fvt.org.co
cei@fvt.org.co

JUNIO/2024 - V8.

FORMA-1013

Miembros que participaron en esta aprobación: 10

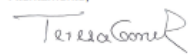
- Mejía Hurtado, Ana Fernanda (Enfermera, Magíster en Epidemiología y Especialista en Docencia Universitaria). REPRESENTANTE DEL ÁREA NO MÉDICA
- Doctor Velásquez Noreña, Jorge Guillermo (MD, Especialista en Cardiología). VICEPRESIDENTE
- Doctora Gómez Rodríguez, Teresa (MD, Especialista en Pediatría y Bioética). PRESIDENTE
- Doctora Martínez Peña, Adriana (MD, Especialista en Ginecología y Obstetricia). REPRESENTANTE DEL ÁREA MÉDICA
- Sr. García Mendoza, Camilo Andrés (Abogado, Especialista en Derecho Comercial). REPRESENTANTE DEL ÁREA NO MÉDICA
- Sra. PIEDRAHITA ROMERO, VIVIAN CAROLINA (Enfermera, Magíster en Epidemiología y Especialista en Enfermería Oncológica). REPRESENTANTE DE LA COMUNIDAD
- Sr. NARANJO NARVÁEZ, GIOVANNI (Químico Farmacéutico). REPRESENTANTE DEL ÁREA NO MÉDICA
- Sra. Quintero Sarria, Luz Kenny (Enfermera, Magíster en Epidemiología y Especialista en Docencia Universitaria). REPRESENTANTE DEL ÁREA NO MÉDICA
- Doctor Martínez Buitrago, Jorge Eduardo (MD, Máster Universitario en Bioética y Especialista en Cuidado Intensivo del adulto). REPRESENTANTE DEL ÁREA MÉDICA
- Doctor GIRALDO CAICEDO, ALBERTO (MD, Especialista en Anestesiología y Epidemiología). REPRESENTANTE DEL ÁREA MÉDICA

La Vigencia de los miembros: 03 Abril 2024 hasta el 02 Abril 2026.

"Este comité se ciñe a las regulaciones nacionales e internacionales: Resolución 2378, Resolución 8430, Decreto 1543, Declaración de Helsinki, Declaración Universal de los Derechos Humanos, Reporte Belmont, Pautas Éticas Internacionales para la Investigación Biomédica en Seres Humanos, Pacto Internacional de Derechos Económicos, Sociales y Culturales, Conferencia Internacional de Armonización (ICH), como se encuentra reglamentado en nuestros estatutos".

Lo invitamos a que revise el documento **OBLIGACIONES DEL INVESTIGADOR** disponible en nuestra página web. Circular No. 09 del 2020. Es muy importante que revise el documento para garantizar un adecuado desarrollo en su investigación.

Atentamente,



FUNDACIÓN VALLE DEL LILI
Dra. Teresa Gómez Rodríguez
Presidente Comité de Ética
en Investigación Biomédica

TERESA GOMEZ RODRIGUEZ, MD, Esp. en Bioética
Presidente Comité de Ética en Investigación Biomédica IRB
Fundación Valle del Lili

Elaboró: Kibalanta
Copia: Archivo
Estudios Investigación académico